APPLIED RESEARCH BRANCH

Strategic Policy

Working Paper

Human Resources Development Canada
Développement des ressources humaines Canada

Canada

SP-556-01-03E

103-07308/

Poverty and Child Well-Being in Canada and the United States: Does it Matter How We Measure Poverty?

Final Report

Shelley Phipps and Lori Curtis
Applied Research Branch
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

September 2000

SP-556-01-03E
(également disponible en français)

The views expressed in papers published by the Applied Research Branch are the authors' and do not necessarily reflect the opinions of Human Resources Development Canada or of the federal government.

The Working Paper Series includes analytical studies and research conducted under the auspices of the Applied Research Branch of Strategic Policy. Papers published in this series incorporate primary research with an empirical or original conceptual orientation, generally forming part of a broader or longer-term program of research in progress. Readers of the series are encouraged to contact the authors with comments and suggestions.

■

This paper is available in French under the title *La pauvreté et le bien être de l'enfance au Canada et aux États Unis : La façon dont nous mesurons la pauvreté a t elle de l'importance? (0-662-89589-4, RH63-1/556-01-03F).*
La version française du présent document est disponible sous le titre *La pauvreté et le bien être de l'enfance au Canada et aux États Unis : La façon dont nous mesurons la pauvreté a t elle de l'importance? (0-662-89589-4, RH63-1/556-01-03F).*

■

Paper
ISBN: 0-662-33901-0
Cat. No.: RH63-1/556-01-03E

Internet
ISBN: 0-662-33902-9
Cat. No.: RH63-1/556-01-03E-IN

■

General enquiries regarding the documents published by the Applied Research Branch should be addressed to:

Human Resources Development Canada
Publications Centre
140 Promenade du Portage, Phase IV, Level 0
Gatineau, Quebec, Canada
K1A 0J9

Facsimile: (819) 953-7260
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/sp-ps/arb-dgra

Si vous avez des questions concernant les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée, veuillez communiquer avec :

Développement des ressources humaines Canada
Centre des publications
140, Promenade du Portage, Phase IV, niveau 0
Gatineau (Québec) Canada
K1A 0J9

Télécopieur : (819) 953-7260
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/sp-ps/arb-dgra

Abstract

This paper addresses the general question: Does poverty matter for child well-being? In both Canada and the US, there have been studies of the association between child well-being and family poverty and/or income status which find relationships that are small in magnitude or sometimes even statistically insignificant. If such findings are correct, the policy implication is that attention paid to reducing child poverty may be mis-directed and resources might better be channelled to children in ways other than through income transfers. This would be a strong conclusion and one which clearly warrants much careful study before it is taken.

In this paper we examine the possibility that conclusions about the association between poverty and children's well-being may be sensitive to choices made about how to measure 'poverty.' In particular, we focus upon the influence of data set chosen, sample selected and poverty line used. Throughout, the analysis is conducted for children in both Canada and the United States, both to emphasize that these issues are not unique to the Canadian situation and to point out the influence of measurement choices upon our understanding of Canada/US comparisons of children's poverty and/or well-being. The principal data sets used are the Survey of Consumer Finance and the National Longitudinal Survey of Children and Youth for Canada and the Current Population Survey and the National Longitudinal Survey of Youth – Mother/Child Supplement for the United States.

We find that estimates of the incidence of child poverty are very sensitive to measurement choices. For example, we can come to conclusions as diverse as: 1) the incidence of child poverty is 10 percentage points higher in the US than in Canada; 2) there is no difference in the incidence of child poverty in the two countries. Reassuringly, however, these quite different estimates in level of child poverty do not carry over so dramatically to multivariate estimates of the association between child poverty and child outcomes. In almost all cases, child poverty, regardless of how it is measured, is associated with worse outcomes for children (we consider body mass index, Peabody picture vocabulary scores, trouble concentrating and hyperactivity); these associations are stronger in the United States than in Canada. While estimated magnitudes of these associations are not the same across alternative measures of poverty, we argue that they are not generally significantly different in either a statistical or economic sense. The exception to this conclusion is that if poverty is measured using official US poverty lines, there is sometimes no relationship apparent between children's outcomes and poverty.

The policy conclusion we draw from this research is that attempts to reduce child poverty in Canada are not mis-guided if we are concerned about children's well-being. In 54 of 60 regressions, we have found a strongly significant relationship between alternative measures of child well-being and family poverty status.

Acknowledgements

We gratefully acknowledge the excellent research assistance of Lynn Lethbridge, the very helpful comments of Peter Burton, Martin Dooley, John Hoddinott and two anonymous reviewers and the financial support of Human Resources Development Canada.

Table of Contents

1. **Introduction** 1

2. **Alternative Estimates of the Incidence of Child Poverty in Canada and the United States** 3

3. **Multivariate Analysis of the Probability of Child Poverty Using SCF versus NLSCY data and Alternative Poverty Lines** 9

4. **Multivariate Analysis of the Implications of Alternative Poverty Lines for Our Understanding of the Association Between Child Well-being and Poverty** 15

5. **Conclusion** 23

6. **References** 25

7. **Appendix** 27

List of Tables

Table 1a	1994 Canadian Before Tax Poverty Lines	7
Table 1b	1994 United States Before Tax Poverty Lines	7
Table 2	Poverty Among Children Aged 0-11 Years Alternative Poverty Lines and Data Sets Canada and the United States – 1994	8
Table 3a	Probit Estimate of the Probability of Being Poor. Canadian Children, Aged 0-11 in 1994	12
Table 3b	Probit Estimate of the Probability of Being Poor. US Children, Aged 0-11 in 1994	13
Table 4	Means and Frequencies for Child Outcomes	19
Table 5	The Effect of Alternative Measures of Poverty on Child Outcomes	20
Table 6	Marginal Effects Concentration Problems and Hyperactivity	21
Table A1	Means for the SCF, NLSCY – 1994 Children Aged 0-11	27

1. Introduction

Reducing child poverty is currently very high on the national policy agenda in Canada. For example, the issue received enormous attention in December of 1999 when media and child poverty activists pointed out that the incidence of child poverty has actually increased in Canada since all parties agreed to the elimination of child poverty by the year 2000. There seems to be a popular belief that living in poverty is associated with worse outcomes for children, though this opinion is somewhat in conflict with current academic literature on the subject. In both Canada and the US, there have been studies of the association between child well-being and family poverty and/or income status which find relationships that are small in magnitude or sometimes even insignificant (for example, see Blau, 1999; Curtis et al., 2001; Dooley, et al., 1998a, b, Korenman, et al., 1995; Mayer, 1997). If such findings are correct, the policy implication is that the attention paid to reducing child poverty may be misdirected and resources might better be channelled to children in ways other than through income transfers. This would be a strong conclusion and one which clearly warrants much careful study before it is taken.

In this paper, we examine whether the finding of small or insignificant associations between poverty and child well-being is robust to how we choose to measure poverty.[1] There is a large literature in the economics of poverty measurement which emphasizes how sensitive estimates of poverty can be to seemingly esoteric measurement choices such as the 'equivalence scale'[2] which is embodied in the poverty lines (see for example, Buhmann, et al., 1988; Phipps, 1993; Ruggles, 1990;). It may thus also be true that poverty measurement choices affect estimates of the association between child outcomes and poverty status.

In Canada, the most common approach to measuring 'low-income' is through the Statistics Canada Low-Income Cutoffs (LICO's). The LICO's are derived using an 'Engel methodology' which judges households to be living with low-income if they devote 20 percentage points more than the average Canadian family to the purchase of necessities. While Statistics Canada is very careful to note that the LICO's measure 'low income' and not 'poverty,' public discussion very much treats the LICO's as official poverty lines.

Thus, the LICO's have a high level of credibility in Canadian policy discussions, and these are the poverty lines used in the Canadian studies of the link between poverty and child health carried out to date (Curtis, et al., 2001; Dooley, et al., 1998a,b). It should nonetheless be noted that there is no consensus even within Canada that this is the 'best' or 'only' way to measure poverty. For example, a Federal/Provincial/Territorial Working Group on Social Development Research and Information has been established by HRDC to develop a 'market-basket measure' (MBM) of poverty (Hatfield, 2002). Moreover, if we move outside the Canadian context, then there are many alternatives to the LICO in

---

[1] In a companion paper, also funded by HRDC, we examine whether current income and/or poverty status is the best measure of the economic resources available to children. See Curtis and Phipps, 2000.

[2] An equivalence scale indicates, for example, how much more income two people require than one. Thus, for example, if the poverty line for one person is $10,000 and the equivalence scale for two people is 1.5, then the poverty line for the two-person household would be $15,000.

use (in fact, no other country of which we are aware uses precisely the LICO approach).[3] For example, official US poverty lines were derived by multiplying 'minimum adequate food budgets' for families with different composition by a factor of three. The European Community standard is to define poverty as 50% of median income, and this is the approach most commonly used in the academic literature (see, for example, Ruggles, 1990). The general point is that while the LICO's have enormous credibility within Canada and are extremely important for that reason, there is nothing otherwise which suggests that the LICO's are somehow uniquely suited to identifying poverty in Canada rather than an approach which is more widely in use elsewhere (such as a 50% of median income approach).[4]

In what follows, we do three things. First, we illustrate how estimates of child poverty can depend upon both choice of data set and choice of poverty line. Thus, we compare incidence estimates obtained using the National Longitudinal Survey of Children and Youth (NLSCY), which is the data set containing information about children's well-being (see Dooley, et al., 1998), with estimates obtained using the Survey of Consumer Finance (SCF), the data source typically employed for measuring income distributions or low-income status in Canada (see Statistics Canada, 1997 a or, b). We do this using five alternative poverty lines. We also show that the sensitivity of poverty estimates to choice of both data set and choice of poverty measure is not unique to Canada by making a similar comparison using equivalent US data sets (the Current Population Survey (CPS) and the National Longitudinal Survey of Youth -- Mother Child Survey (NLSY)).[5] Second, given the differences in the level estimates of poverty, we show using simple multivariate analysis, how the characteristics associated with a higher probability that a child lives in poverty vary between the NLSCY and SCF and across alternative poverty lines and we again repeat this analysis using the two US data sets. Third, we show how much choice of poverty line matters to conclusions about the importance of the association between child outcomes and child poverty. Throughout, we emphasize that poverty measurement choices affect not only our understanding of the links between poverty and child well-being within countries, but also the conclusions we will draw when making comparisons across countries.

---

[3] Phipps and Garner, 1993, used comparable Canadian and US data to estimate 'LICO's' for Canada and the US. The key finding of that research was that when exactly the same methodology for deriving equivalence scales was employed, no statistical or practical differences were discernible. Thus, it does not seem to be the case that there are inherent differences across countries which must be reflected in different equivalence, but rather that different countries have simply *chosen* different approaches.

[4] Statistics Canada also reports Low-Income Measures (LIM's) which use a 50% of median income approach, though these receive less attention.

[5] See Blau, 1999 or Mayer, 1997. The SCF and the CPS are the data sets which are included in the Luxembourg Income Study and which thus form the basis of a substantial body of literature comparing child poverty across countries. See Bradbury and Jantti, 1999 for example.

2. *Alternative Estimates of the Incidence of Child Poverty in Canada and the United States*

Tables 1a and 1b illustrate 5 alternative sets of poverty lines for Canada and the US in 1994. For Canada, we first report the Low-Income Cutoffs (LICO's) for 1994 (1992 base), which vary with number of persons (no distinction is made between adults and children) and size of area of residence. We next report 3 sets of poverty lines calculated as one-half median Canadian equivalent before-tax income[6], but with median equivalent income calculated using three alternative equivalence scales. Each set of scales is widely used in the literature; as mentioned earlier, the 50% of median equivalent income approach to establishing a poverty line is the most widely used in the economics poverty literature. The first equivalence scale is that recommended by the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) (1982), and commonly in use in European countries. In this case, if a single adult is assigned an equivalence scale = 1.0; then each additional adult is assumed to add 0.7 to the scale; each additional child is assumed to add 0.5 to the scale. The '40/30' scale which is used for the Statistics Canada 'Low-Income Measures' (LIM's) follows the same procedure, but each additional adult is assumed to add 0.4 to the scale; each additional child is assumed to add 0.3. Finally, the 'Luxembourg Income Study' (LIS) equivalence scale is simply calculated as the square root of the number of people living in the household. As with the LICO's, no distinction is made between adults and children. The LIS scale is very popular in academic papers (see, for example, Crossley and Curtis, 2000; Osberg, 2000). Finally, we report the US official poverty lines converted to Canadian dollars.[7]

For the US, we report the official US poverty lines for 1994. We then repeat the exercise of calculating three alternative sets of relative poverty lines constructed using '40/30', OECD '70/50' and the LIS scales. However, in this case, the poverty lines are constructed as 50% of US median equivalent before-tax income. Finally, we also convert one set of Canadian relative poverty lines (the OECD 70/50) into 1994 US dollars using purchasing power parities for private final consumption (Statistics Canada, CANSIM D23283).[8]

---

[6] 'Equivalent income' is family income divided by the appropriate household equivalence scale. The idea is to adjust family income for the fact that more than one individual depends upon this income, but to acknowledge the fact that there are economies of scale available to people who live together. Note that neither of the child outcome data sets provide after-tax income data, hence we have no option but to focus on before-tax income.

[7] US official poverty lines are available at http://www.census.gov/hhes/poverty/threshld/thresh94.html. Conversion to Canadian funds is made using purchasing power parities for private final consumption expenditures (CANSIM D23283).

[8] It is not obvious how to apply LICO's in the US context given the variation in poverty lines by size of area of residence. Would the same population thresholds (e.g., population greater than 500,000) define a 'large urban' centre for the US?

For Canada, if we compare poverty lines for a family consisting of 2 adults and 2 children, alternatives include $27,100 (OECD), $25,983 (40/30), $26,523 (LIS) and from $31,071 (LICO, large urban area) to $21,472 (LICO, rural area). The US official poverty line is noticeably lower at $19,024. Differences across poverty lines are larger as family size gets larger. For example, for a 6-person household consisting of two adults and 4 children, poverty lines include $37,137 (OECD), $33,778 (40/30); $32,484 (LIS) and from $38,393 (LICO, large urban area) to $26, 533 (LICO, rural area).

For the US, there are also noticeable differences among poverty lines. First, the official US lines are much lower than any of the relative (50% of median income) lines -- $15,029 for a family of 2 adults and 2 children versus $21,315 using the OECD 70:50 scale or $20,571 using the LIS scale, for example. If we convert the Canadian 50% of median income poverty line (OECD scale) into US funds, the line for a family of 4 is $21, 408, which is very similar to the OECD relative poverty line for the US. Again, differences among poverty lines are larger for larger family sizes as differences in the implicit 'economies of scale' become more important. In either country, then, it seems quite clear that some families with incomes in the range of 'poverty' could be classified as poor by one measure and 'not poor' by another.

However, our first concern in this section is to see whether estimates of poverty, using any particular poverty line, are the same if we use different data sets (i.e., the SCF versus the NLSCY in Canada; the CPS versus the NLSY in the United States). The point is that, arguably, the SCF contains the better estimates of family incomes,[9] but the NLSCY is the only data set with rich information about the well-being of children. Thus, to study the links between child well-being and child poverty, we must use the NLSCY. However, if income is less well-measured in the NLSCY, this may be one reason for the weak links found between child health and child poverty in the Canadian literature thus far. The same arguments can be made about the CPS versus the NLSY for the US.[10]

Table 2 reports upon the incidence[11] of poverty among children aged 0 to 11 years in 1994 in Canada and the US, using the alternative poverty lines and data sets. We focus upon children aged 0 to 11 as this is the age range available in the NLSCY. The same calculation procedure is used for each data set in each country: 1) households are excluded if they do not contain any children aged 0 to 11 years or if they do not have positive income before tax; 2) children are counted as poor if they live in households with income less than the appropriate poverty line; 3) the incidence of poverty among children is computed by assigning each child aged 0 to 11 his or her appropriate sample weight.[12]

---

[9] The SCF asks detailed questions about individual components of income and the survey is conducted near tax time so that individuals will have the necessary information available to them. The NLSCY asks only two questions about personal and household income. The survey is not timed to coincide with tax time.

[10] Curtis, et al., 2001 employ the Ontario Child Health Study (OCHS) rather than the NLSCY. Family income is not particularly well-measured in this survey either.

[11] We also calculated depth of poverty for each measure, but focus here only upon incidence.

[12] In the NLSCY, each child is a separate observation and may have a different weight to produce appropriate age distributions of children, though the data contain siblings (i.e., children from the same family may have different sample weights). For the SCF, we create an observation for each child aged 0 to 11 years and assign each child the income of his or her household and the sample weight of the household.

For both Canadian data sets and for the US CPS, we repeat all of these calculations for two samples of children: 1) all children aged 0 to 11 years; 2) all children aged 0 to 11 years whose pmk/mother is aged 29 to 37 years. Because the NLSY children's data is a supplement to the basic NLSY, all mothers are aged 29 to 37 years in 1994. Thus, the second set of calculations with the other 3 data sets allows for more accurate comparability across data sets, though the restricted mother age samples obviously give a less accurate picture of the incidence of poverty for children aged 0 to 11 years. One reason for presenting estimates for both samples, where available, is to investigate how important/limiting the age restriction on mothers is in the NLSY data, which has been used in several very influential studies of the link between poverty/income and children's well-being (e.g., Blau, 1999; Korenman, et al., 1995; Mayer, 1997).

The first striking point to take from the top panel of Table 2 is that the different data sources yield rather different estimates of the incidence of poverty. Regardless of the poverty line used, the NLSCY provides higher estimates of the incidence of poverty for children (0 to 11) in Canada than the SCF (3.7 percentage points higher in the case of the LICO's; 4.7 percentage points higher using a 50% of median equivalent income definition of poverty and the OECD equivalence scale). To put this in perspective, there is a 6.4 percentage point gap between the highest (20.9 in 1996) and lowest incidence of child poverty in Canada (14.5% in 1989) over the 1980 to 1997 period (National Council of Welfare, 1999, p 11).

The bottom panel of Table 2 provides a similar comparison for the US. Interestingly, in this case, the children's data set (the Mother-Child Survey of the NLSY) yields lower estimates of the incidence of child poverty than the Current Population Survey (CPS, as available through the Luxembourg Income Study). The consequence is that while the incidence of child poverty for all children 0 to 11 years is estimated to be about 10 percentage points higher in the US than in Canada (depending upon the poverty measure used), when SCF and CPS data are used, this gap is essentially eliminated. This point is true whether we compare the relative incidence of poverty across the countries (e.g., two of the 50% of median equivalent income definitions, using country-specific median equivalent income) or whether we make an 'absolute' comparison of the incidence of poverty by using, for example, the official US poverty lines for both the US and Canada. To give some specific numbers, consider a comparison of the incidence of poverty using the two 50% of median equivalent income poverty lines, with equivalent income calculated using a 'LIS' scale. If we use SCF and CPS data, the incidence of poverty in Canada is 21.2% while the incidence of poverty is estimated to be 30.2% for the US. If we use the same poverty lines, but the NLSCY and NLSY data sets, the incidence of poverty is estimated to be 24.0% in Canada and 24.9% in the United States.

Of course, as noted earlier, all mothers in the NLSY data set are aged 29 to 37 years, and it seems, based on the calculations for the other 3 data sets, that this age restriction results in considerably lower estimates of poverty (about 3 percentage points for either Canadian data sets; 4 to 5 percentage points using the CPS). However, the same qualitative points made above remain valid when we focus on the mother age-restricted samples for all the data sets: 1) the NLSCY produces higher estimates of the incidence of poverty than the SCF; 2) the NLSY produces lower estimates of the incidence of poverty than the CPS (though the two sets of US estimates are much closer once we make the mother age restriction).

Our understanding of the incidence of child poverty within countries can also be affected by choice of poverty line. For example, for Canada, there is a 2 percentage point gap between the LICO and the 50% of median income approach with an OECD equivalence scale, if NLSCY data are used (24.5 versus 26.5%). Note, on the other hand, that when SCF data are used, the incidence estimates are very close for all but the 'official US poverty lines.' The official US lines yield incidence estimates most different from the others -- using NLSCY data, child poverty is estimated to be only 14.4% versus 24.5% with the LICO's.

Differences across poverty lines in estimates of the incidence of poverty are similarly apparent for the US. For example, using the NLSY data and the official US poverty lines, the estimated incidence of poverty is 17.5% while with the OECD 50% of median income approach, the estimated incidence of poverty is 26.4%.

Table 1a
1994 Canadian Before Tax Poverty Lines

	Low-Income Cutoffs					½ the Median Equivalent Income						
	Size of Area of Residence					OECD		40/30		LIS	US Official Poverty Lines (in Canadian $)	
	Urban Areas				Rural							
persons	500,000+	100,000 - 499,999	30,000 - 99,999	Less then 30,000		1 adult	2 adults	1 adult	2 adults		1 child	2 children
1	16,511	14,162	14,063	13,086	11,410	10,037	–	12,992	–	13,262	–	–
2	20,639	17,702	17,579	16,357	14,263	15,056	17,063	16,889	18,188	18,755	12,930	–
3	25,668	22,016	21,863	20,343	17,739	20,074	22,081	20,786	22,086	22,970	15,100	15,114
4	31,071	26,650	26,465	24,626	21,472	25,093	27,100	24,684	25,983	26,523	19,666	19,024
5	34,731	29,791	29,583	27,527	24,003	30,111	32,118	28,581	29,880	29,654	23,673	22,948
6	38,393	32,931	32,702	30,428	26,533	35,130	37,137	32,479	33,778	32,484	26,946	26,390
7	42,054	36,072	35,820	33,329	29,064	40,148	42,155	36,376	37,675	35,087	31,073	30,409

LICO's obtained from Statistics Canada 13-207 (base, 1992).

Table 1b
1994 United States Before Tax Poverty Lines

	US Official Lines number of kids <18			OECD		40/30		LIS	½ Median Canadian Income OECD Scale (US dollars)	
persons	1	2	3	1 adult	2 adults	1 adult	2 adults		1 adult	2 adults
1	–	–	–	7,895	–	10,106	–	10,286	7,929	–
2	10,215	–	–	11,842	13,421	13,137	14,148	14,546	11,894	13,479
3	11,929	11,940	–	15,789	17,368	16,169	17,179	17,815	15,858	17,444
4	15,536	15,029	15,081	19,736	21,315	19,200	20,211	20,571	19,823	21,408
5	18,702	18,129	17,686	23,684	25,262	22,232	23,243	22,999	23,787	25,373
6	21,287	20,848	20,427	27,631	29,210	25,264	26,274	25,194	27,752	29,337
7	24,548	24,023	23,657	31,578	33,157	28,295	29,306	27,213	37,716	33,302

Source: US Official Lines: http://www.census.gov/hhes/poverty/threshld/thresh94.htm

Table 2
Poverty Among Children Aged 0-11 Years
Alternative Poverty Lines and Data Sets
Canada and the United States – 1994

Canada			Poverty Line = ½ the Median Equivalent Income							
	LICO[1]		40/30 Scale		OECD[2] Scale		LIS[3] Scale		US Official Poverty Lines (in Can. $)	
	SCF[4]	NLSCY[5]	SCF	NLSCY	SCF	NLSCY	SCF	NLSCY	SCF	NLSCY
% Poor										
All	20.8%	24.5%	21.2%	24.3%	21.8%	26.5%	21.2%	24.0%	11.2%	14.4%
PMK 29-37	17.6%	21.5%	18.4%	21.3%	19.1%	24.0%	18.3%	20.7%	9.7%	12.3%
United States	½ Median Canadian Income OECD Scale (US$)		40/30 Scale		OECD[2] Scale		LIS[3] Scale		US Official Poverty Lines	
	CPS[6]	NLSY[7]	CPS	NLSY	CPS	NLSY	CPS	NLSY	CPS	NLSY
% Poor										
All	33.0%	–	30.7%	–	32.8%	–	30.2%	–	20.7%	–
PMK 29-37	28.8%	26.4%	26.6%	24.9%	28.7%	26.4%	26.0%	24.9%	17.3%	17.5%

1. Low-Income Cut-off.
2. Organization of Economic Cooperation and Development
3. Luxembourg Income Study.
4. Survey of Consumer Finance.
5. National Longitudinal Survey of Children and Youth.
6. Current Population Survey
7. National Longitudinal Survey of Youth

3. *Multivariate Analysis of the Probability of Child Poverty Using SCF versus NLSCY data and Alternative Poverty Lines*

Given these rather striking differences in the estimated incidence of poverty, it seems appropriate to proceed to a multivariate analysis of the factors associated with an increase in the probability of a child living in poverty using the different data sets and poverty lines. Tables 3a and 3b report probit models of the probability that a child is observed to live in poverty, for Canada and the US, respectively.[13] For both Canadian data sets as well as for the US Current Population Survey (CPS), we focus on the sample of all children aged 0 to 11 years, regardless of mother age, but also report one example of a regression using the restricted mother-age sample. Estimates for the National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) can obviously only be for the restricted age sample.

The specification employed for the probit models is extremely parsimonious both because overlap in survey content across 4 different data sets was necessary for this exercise and because the intent of the regressions is not to 'explain' poverty, but merely to check basic correlation patterns. Thus, control variables are limited to number of children aged less than 18 years and a series of dummies indicating less than high-school level of education for the mother,[14] that the child is aged 7 to 11 years, that the child lives in a lone-parent family, and that the mother is aged 35 or more.

Appendix Table A1 provides sample means for the estimating samples. Note, first, that the two Canadian samples for all children appear very similar, except that a slightly larger percentage of mothers have less than high-school education in the Survey of Consumer Finance (SCF) (20.3% versus 16.2%). If we compare the two mother age-restricted samples for the US, sample means are quite similar. But, how do the characteristics of the age-restricted sample differ from those of the full sample? If we compare the two sets of means for the CPS, it is first, of course, true that a smaller percentage of mothers are older than 35 in the age-restricted sample (31.6% versus 44.6%). It is also true that a smaller percentage of mothers in the age-restricted sample have less than high-school education (13.3% versus 18.5%). Children are slightly older in the age restricted sample (44.1% versus 41.4%) and fewer live in lone-parent households (22.4% versus 26.7%). Overall, it does seem important to keep in mind that NLSY data set is not entirely representative of all US children of a particular age.

---

[13] Sample weights are employed for all regressions.

[14] Observations were excluded in the event of non-response to any of the variables used in the estimating model. One difference which exists between the SCF and NLSCY samples, but which should make little difference to the results reported here, is that in the NLSCY, extensive use has been made of the 'persons most knowledgeable' (pmk) about the child. In the regressions, we use age and education of the pmk as control variables. Most, but not all pmk's are mothers. Hence, in the SCF data, we use age and education of the mother, unless the mother is not present, in which case appropriate values for father or other care-giver are substituted. While these procedures are not identical, the coefficients on the 'mother' variables are remarkably similar across data sets. For both US data sets, we use information about the mother, where available.

This point is reinforced by examining the differences between the age-restricted and full samples for the Canadian data sets, where most of the same patterns are apparent (e.g., mothers are less likely to have low education in the age-restricted sample and children are less likely to be living in a lone-parent household). One cross-country difference is that for both Canadian data sets, children with mothers aged 29 to 37 are slightly less likely to be aged 7 to 11 (e.g., 38.9% versus 41.7% using the NLSCY) while the opposite is true for the US data.

Turning to the multivariate results, we consider first the two Canadian probability of poverty equations estimated using the Low-Income Cutoffs (LICO's) with the SCF and NLSCY, respectively (see Table 3a). While most estimated coefficients are somewhat larger using the NLSCY than using the SCF (e.g., low education, lone-parent, number of children), the key difference between the two estimated equations is that the age of the child is not statistically significant in the case of the SCF, but being aged 7 to 11 years is associated with a lower probability of poverty when the full sample of NLSCY data is used. This pattern holds regardless of the poverty measure employed and seems reasonable since school-aged children are presumably less of an impediment to labour force participation. Note that one important difference between the SCF and NLSCY which may be relevant for this finding is that the NLSCY weighting system provides more accurate estimates of the distribution of children across age categories than the SCF (see footnote 13).

If we focus instead upon a comparison across measures of poverty rather than across data sets, one key difference is that the number of children living in the family is associated with larger increases in poverty when using the OECD equivalence scale than, for example, when the LICO's are employed. This is not surprising, since the LICO's assume larger economies of scale are available to individuals who live together. Thus, at the same income, larger families are more likely to be classified as poor using the OECD than the LICO approach. This point is valid regardless of the data set employed.

Finally, if we compare estimates obtained using the mother-age restricted sample with the full sample (using a 50% of median equivalent income poverty line calculated with a LIS equivalence scale), the dummy variable for older children being less likely to be poor drops to insignificance with the NLSCY.[15]

For the United States, if we compare coefficient estimates obtained with different data sets but the same measure of poverty (e.g., the US official poverty lines), it is again true that the most notable difference is for the estimated association between child age and child poverty. Using the full sample of CPS data, children aged 7 to 11 years are less likely to be poor (as was true using the NLSCY but not the SCF); using the age restricted sample and the LIS equivalence scale, there is no significant difference in the probability of poverty for older and younger children (and this was the same finding with the age-restricted Canadian samples). However, using the NLSY, older children are more likely to be poor. It is not obvious to us why this should be the case.

---

[15] We estimated probits for all measures of poverty with the restricted age sample and the same conclusion was valid regardless of poverty line. We report only one set of coefficients to save space.

If we compare across poverty lines using the same data set for the US, we again find that the estimated coefficient on number of children living in the family is largest when OECD equivalence scales (assuming smaller economies of scale) are employed.

Finally, it is interesting to compare Canadian and US estimates. While it is obvious that the absolute value of coefficients involved in the comparison will be sensitive to the poverty measure chosen, in fact most of the qualitative points are true regardless of poverty measure. We focus first on the SCF and CPS estimates, using the unrestricted mother age samples. Low education of the mother and lone parenthood are associated with higher rates of poverty in both countries, though the magnitude of both effects is much larger in the United States. Additional siblings are also associated with higher probabilities of poverty in the United States than in Canada. If the mother is aged 35 or higher, the associated probability of child poverty is lower, but this is more dramatically the case for the US than for Canada. An important difference is that older children are less likely to be poor using the CPS data, but this effect is not observed using the SCF.

If we compare the age-restricted NLSCY estimates with the NLSY estimates (for the 'LIS' poverty lines), most of the points made above remain valid. That is, children living with lone parents or whose mothers have low levels of education are more likely than others to be poor, but the magnitudes of these associations are much larger in the US. Additional siblings are associated with higher probabilities of poverty in both countries, but the association is stronger in the US; children with older mothers are less likely to be poor, but more so in the US. Controlling for mother's age, there is no association between child age and poverty in the mother-age -restricted sample of the NLSCY; older children are more likely than others to be poor in the US.

Two themes have been emphasized in the paper thus far. The first is that estimates of child poverty are not the same using the NLSCY and the SCF for Canada or using the NLSY and the CPS for the United States. The SCF is generally believed to produce the best estimates of income and poverty in Canada (e.g., the SCF is the data set used by Statistics Canada to produce estimates of income distribution and low-income in Canada -- see Statistics Canada, 1997 a or, b). Thus, there is reason to be more comfortable with the SCF than the NLSCY estimates. The troubling feature for the over-all purposes of this research is that to understand the links which exist between child health and poverty, we are forced to use the income information available in the NLSCY. Perhaps future waves of data collection could focus upon improving the income content of the survey. Until that time, it remains possible that one reason for some of the current findings (e.g., of the relative unimportance of low-income status) is limited information about income. Until better income information is available in data sets concerning child well-being, this will continue to be an issue.

The second theme is that choice of poverty line can affect our estimates of the incidence and correlates of child poverty. A central question of this paper is then whether choice of poverty line may also influence our perception of whether or by how much poverty matters for child well-being and whether this is consistent for different dimensions of well-being? This is the topic of the next section.

Table 3a
Probit Estimate of the Probability of Being Poor. Canadian Children, Aged 0-11 in 1994

	Survey of Consumer Finance					National Longitudinal Survey of Children and Youth				
	LICO[1]	US Official (in Can $)	OECD[2]	LIS[3]		LICO[1]	US Official (in Can $)	OECD[2]	LIS[3]	
				All	PMK 29-37				All	PMK 29-37
Dummy =1 if PMK < High School Education	0.699* (0.027)	0.558* (0.030)	0.730* (0.027)	0.710* (0.027)	0.712* (0.039)	0.768* (0.026)	0.751* (0.027)	0.758* (0.026)	0.808* (0.026)	0.821* (0.037)
Dummy =1 if Child 7-11 years old	-0.032 (0.026)	-0.039 (0.030)	-0.029 (0.025)	-0.035 (0.026)	0.011 (0.035)	-0.143* (0.023)	-0.124* (0.026)	-0.139* (0.022)	-0.139* (0.023)	-0.025 (0.030)
Dummy = 1 if Lone parent Family	1.372* (0.029)	1.103* (0.031)	1.222* (0.029)	1.464* (0.030)	1.553* (0.043)	1.470* (0.027)	1.269* (0.026)	1.352* (0.027)	1.529* (0.027)	1.620* (0.039)
Number of children < 18 years in household	0.148* (0.011)	0.176* (0.012)	0.275* (0.011)	0.192* (0.011)	0.256* (0.016)	0.196* (0.010)	0.251* (0.011)	0.338* (0.010)	0.242* (0.010)	0.242* (0.014)
Dummy = 1 if PMK>= 35 years old.	-0.343* (0.026)	-0.235* (0.030)	-0.338* (0.026)	-0.384* (0.026)	-0.173* (0.037)	-0.375* (0.023)	-0.239* (0.026)	-0.439* (0.022)	-0.402* (0.023)	-0.188* (0.032)
Intercept	-1.474* (0.031)	-1.961 (0.036)	-1.715* (0.031)	-1.572* (0.031)	-1.931* (0.047)	-1.370* (0.027)	-1.993 (0.032)	-1.577* (0.028)	-1.509* (0.028)	-1.764* (0.041)

*significance with 99% confidence.

1. Low-Income Cut-off.
2. Organization of Economic Cooperation and Development.
3. Luxemburg Income Study.

Table 3b
Probit Estimate of the Probability of Being Poor. US Children, Aged 0-11 in 1994

	Current Population Survey					National Longitudinal Survey of Youth-Children			
	US Official	OECD[1]	½ Median Canadian OECD Scale (US $)	LIS[2]		US Official	OECD[1]	½ Median Canadian OECD Scale (US $)	LIS[2]
				All	Mom aged 29-37				
Dummy =1 if PMK < High School Education	1.463* (0.040)	1.761* (0.039)	1.771* (0.039)	1.684* (0.039)	1.964* (0.065)	1.364* (0.126)	1.411* (0.120)	1.410* (0.120)	1.370* (0.123)
Dummy =1 if Child 7-11 years old	-0.246* (0.038)	-0.200* (0.033)	-0.208* (0.033)	-0.171* (0.034)	0.022 (0.049)	0.227** (0.108)	0.342* (0.093)	0.343* (0.093)	0.389* (0.096)
Dummy = 1 if Lone parent Family	2.368* (0.037)	2.153* (0.035)	2.161* (0.035)	2.296* (0.035)	2.574* (0.054)	2.963* (0.113)	2.811* (0.102)	2.809* (0.102)	3.008* (0.103)
Number of children < 18 years in household	0.465* (0.014)	0.574* (0.014)	0.573* (0.014)	0.401* (0.013)	0.491* (0.020)	0.539* (0.048)	0.676* (0.046)	0.675* (0.046)	0.549* (0.046)
Dummy = 1 if PMK>= 35 years old.	-0.792* (0.039)	-0.871* (0.034)	-0.869* (0.034)	-0.976* (0.035)	-0.511* (0.055)	-0.409* (0.123)	-0.636* (0.106)	-0.633* (0.106)	-0.608* (0.110)
Intercept	-3.470* (0.050)	-2.809* (0.044)	-2.792* (0.044)	-2.509* (0.042)	-3.331* (0.070)	-4.555* (0.177)	-3.958* (0.154)	-3.956* (0.153)	-3.872* (0.155)

*significance with 99% confidence.

**significance with 95% confidence.

1. Organization of Economic Cooperation and Development.
2. Luxemburg Income Study.

4. *Multivariate Analysis of the Implications of Alternative Poverty Lines for Our Understanding of the Association Between Child Well-being and Poverty*

To examine how much choice of poverty line matters for what you conclude about the importance of child poverty for child well-being, we estimate a series of multivariate regressions using the 1994 Canadian National Longitudinal Survey of Children and Youth (NLSCY) data (full sample and mother age-restricted sample) and 1994 US NLSY data. We focus upon 4 different child outcomes likely to be of interest to economists because each might be interpreted as an aspect of the child's 'human capital development':[16] body mass index, hyperactivity, trouble concentrating and the Peabody Picture Vocabulary test. Body mass index[17] can be calculated for all children from 0 to 11 years of age and is one of the few measures of physical health available for both Canada and the US. For adults in affluent countries, it is well-established that poverty is associated with obesity and we know that obesity is associated with a variety of health problems (e.g., cardiac, diabetes Daviglus et al., 1998, Vita et al., 1998). It seems reasonable to suppose that the same relationship between poverty and obesity exists for children as for adults (e.g., because fresh fruits and vegetables are more expensive to buy in winter than Kraft Dinner).[18] Thus, body mass is an interesting and important child outcome with the additional advantage that it is an objective indicator available in a continuous form.

The second outcome upon which we focus is a measure of hyperactivity -- also an important dimension of health, interpreted broadly. This outcome is available for children aged 4 to 11 years in both countries. In Canada, mothers are asked "How often would you say that (your child) can't sit still, is restless, or hyperactive?" Possible answers include: 1) 'never or not true;' 2) 'sometimes or somewhat true;' 3) 'often or very true.' In the United States, mothers are asked if the statement: "He/She is restless or overly active, cannot sit still" is: 1) 'not true'; 2) 'sometimes true;' 3) 'often true.'[19] While these questions and response categories are not identical, we argue that they are extremely similar.[20] Note, however, that the measure we are using is the mother's subjective

---

[16] We were also limited by the requirement of comparability between Canada and the US. Relatively few outcomes are identically measured in the NLSCY and NLSY.

[17] Body mass index is defined as body weight (measured in kilograms) divided by body height squared (where body height is measured in metres).

[18] It is, of course, possible that very low-income children who do not get enough to eat may be under-weight.

[19] Many Canadian researchers work with the 'hyperactivity' score available in the NLSCY (as we have done in previous work) which is derived from answers to 8 different questions about dimensions of hyperactivity. The same index is not available in the US, nor is it possible to construct it as the same 8 questions are not asked. The single 'hyperactivity' question upon which we focus in this paper is one of the 8 Canadian questions used to construct the index. The correlation between the single question and the index is 0.72.

[20] A number of outcomes for which the question asked was very similar across the two data sets had different possible answers (e.g., because the number of categories differed).

interpretation of the child's behaviour. As we point out in other work focussed upon Canadian children aged 10 and 11 years (Curtis, Dooley and Phipps, 2000), the child and the mother do not always agree about the child's behaviour, and mother's state of mind (e.g., depression) can influence the mother's reporting of outcomes for her child.

The third dimension of child well-being which we study in this paper is the child's ability to concentrate – something which is likely to be very important for his/her ability to succeed at school and hence acquire human capital. Again, this measure is available for children aged 4 to 11 years in both countries. In Canada, mothers are asked "How often would you say that (your child) can't concentrate, can't pay attention for long? Possible answers include: 1) 'never or not true;' 2) 'sometimes or somewhat true;' 3) 'often or very true.' In the United States, the mother is asked whether the statement "He/She has difficulty concentrating, cannot pay attention for long" is: 1) 'not true;' 2) 'sometimes true;' or 3) 'often true.' Again, the questions are extremely similar though not identical and, again, they depend upon the mother's assessment of the child's behaviour.

The final dimension of child well-being which we study is the 'Peabody Picture Vocabulary Test' standardized score (i.e., the PPVT) which is also a 'human capital' style measure in that it is regarded as a measure of 'school readiness' which correlates well with future success at school (Baker, et al., 1993). An advantage for our purposes is that the PPVT test score does not rely upon the parent's assessment.[21] However, test results are only available for 4 and 5 year-old children in Canada. Test results are available for children aged 3 to 6 years for the US, and we retain all of these children because the US sample would otherwise be rather small.[22] Advantages of the PPVT are that it does not rely upon the mother's assessment and that the test score is available as a continuous measure.

Table 4 reports means and/or frequencies for these 4 child outcomes for both Canada and the US. We report estimates for full samples as well as for poor and non-poor households (with poverty measured by the 50% of median equivalent income definition, using the OECD equivalence scale). As noted in earlier work (see Phipps, 1999), there is no significant difference between children living in Canada and the US in terms of problems with concentration; Canadian children are considerably more likely to be hyperactive. PPVT scores and Body Mass Index's are not significantly different across the countries. Note that for all outcomes, it is clear that poor children fare worse than non-poor children.

For each outcome, an extremely basic model in terms of additional controls is adopted (i.e., we include dummies for low-education status of mother; child aged 8 to 11 years[23]; female child; lone-parent family; mother greater than or equal to 35 years; and number of children in the household).[24] Means for these variables are reported in Appendix Table A1.

---

[21] Children are shown a set of pictures and asked to identify the one matching the word in question. Raw scores simply compute the number of correct responses. Standardized scores allow for comparisons across children of different ages. We use standardized PPVT scores for both Canada and the US.

[22] We have 724 children aged 3 to 6 with a PPVT score for the US. A very small number of children aged 2 and aged 7+ also have PPVT scores, but we exclude these as being too different in age from the Canadian children.

[23] For body mass index, we include a continuous measure of child age.

[24] This is consistent with earlier Canadian work on this subject. See for example, Dooley, et al., 1998.

Our key explanatory variable is the indicator of poverty status. Keeping all other aspects of the specification the same, we estimate the model five times for Canada , with poverty status measured according to a different poverty line in each case (i.e., LICO, the three 50% of median income specifications: OECD, LIS, 40/30; the US official poverty lines converted to Canadian dollars). The same procedure is repeated for the US (using the official US poverty lines, the three 50% of US median income specifications, and the 50% of Canadian median income in US dollars poverty lines).[25]

Results are reported in Table 5. (To save space, we report only the poverty coefficients in Table 5. Full results are available upon request.) Since 'trouble concentrating' and 'hyperactivity' are each reported in three categories, we estimate ordered probit models for these two outcomes. OLS specifications are used for both the PPVT score and Body Mass Index.[26]

Overall, Table 5 is more reassuring than Table 2 (which reported incidence of poverty for different data sets and poverty lines). Recall that using the NLSCY data, 3 estimates of the incidence of poverty for Canadian children were in the range of 24% (LICO, LIS and 40/30), the OECD estimate was 26.5%; the US official poverty line estimate was 14.4%. Using the NLSY, estimates of the incidence of poverty for US children ranged from 17.5% (official US poverty lines) to 26.4% (OECD). For the poverty estimates which are in the same range (even including the somewhat higher OECD estimates), the story one would take from Table 5 about the association between the child outcomes and poverty status is basically much the same.

A first point to take is that for all four outcomes studied, poverty is nearly always associated with poorer outcomes for both Canadian and US children regardless of the way in which we measure poverty. The estimated magnitudes of the association vary somewhat depending upon the poverty line chosen,[27] though we do not think the variations are large enough to be either statistically or economically important. For example, to be somewhat informal, if we add/subtract one standard error from the smallest and largest coefficients, they are basically indistinguishable. In terms of 'economic importance,' the calculated marginal effects reported in Table 6 are helpful for thinking about the ordered probit models, and again they do not suggest any markedly different stories across the alternative poverty lines.

---

[25] For Canada, we also estimated all models including 'big city' and 'rural' dummies, since one obvious major difference between the LICO's and all of the 50% of median income poverty lines is that the LICO's make allowances for urban/rural differences while the others do not. Conclusions about the association between child outcomes and poverty were not sensitive to the inclusion/exclusion of these variables, though the dummies themselves were statistically significant, and negative, in the hyperactivity and PPVT equations. We do not retain these variables to preserve comparability with the US specifications.

[26] We should note that for all specifications and all outcomes studied in both countries, it is possible that poverty status is partially the result rather than the cause of the child outcome (i.e., there may be an endogeneity problem here, but dealing with this issue is outside the scope of this project).

[27] For example, for both concentration and hyperactivity, the largest association between poverty and children's well-being is found using the OECD measure and the smallest association is found using the LICO. For body mass index and the PPVT score, the largest association is found using the LICO.

The exception to this general conclusion is that if we measure poverty using the official US poverty lines, poverty is not significantly associated with hyperactivity in Canada or with 'trouble concentrating' or Body Mass Index in the US. This conclusion of 'no association' is obviously a qualitatively different from the one which would be obtained using the other four measures of poverty.[28] Recall that the official US lines are much lower than the other poverty lines considered in this paper. Thus, many children that would be counted among the poor using, say, a LICO approach, would not be counted as poor according to the US lines. However, they would certainly be 'near-poor.' The results of this paper suggest that in a number of cases, there is not much difference in outcomes between these children and 'poor' children (i.e., given the low US lines).

It is obvious slightly arbitrary exactly where we draw the poverty line, and one way of avoiding having to do this would be to study the association between children's outcomes and income, instead. There are two reasons we do not do so in this paper. First, much of the policy discussion in Canada revolves around poverty rather than income, so the sensitivity of our conclusions about the association between poverty and children's well-being to what may seem very esoteric measurement issues can help add to that debate. Second, there are problems in using the income measure in the US data since many observations are top-coded, and estimation results are highly sensitive to this issue. Further examination of the sensitivity of estimates of the association between income and child outcomes is, however, clearly warranted in future research.

[28] In contrast, poverty as measured using the US official lines actually has a somewhat larger than average association with PPVT scores using the Canadian data.

Table 4
Means and Frequencies for Child Outcomes

Canada	All	Non-Poor	Poor OECD	United States	All	Non-Poor	Poor OECD
How often would you say your child can't concentrate, can't pay attention for long? (ages 4-11)				He/She has difficulty concentrating, etc? (ages 4-11)			
1. Never or not true	59.7%	61.8%	53.4%	1. Not true	61.3%	64.3%	53.2%
2. Sometimes or somewhat true	33.4%	32.3%	36.6%	2. Sometimes true	30.9%	29.0%	35.5%
3. Often or very true	6.9%	5.9%	10.0%	3. Often true	7.8%	6.7%	11.3%
How often would you say your child can't sit still,is restless or hyperactive?(ages 4-11)				He/she is restless or overly active, cannot sit still?(ages 4-11)			
1. Never or not true	42.4%	44.5%	36.4%	1. Not true	58.7%	62.2%	50.7%
2. Sometimes or somewhat true	38.0%	37.3%	39.9%	2. Sometimes true	33.1%	31.4%	37.0%
3. Often or very true	19.6%	18.2%	23.7%	3. Often true	8.3%	6.4%	12.3%
Peabody Picture Vocabulary Test - (ages 4-5)	99.3	100.9	95.2	Peabody Picture Vocabulary Test - (ages 3-6)	93.9	97.9	84.1
	(16.0)	(16.1)	(15.0)		(18.9)	(18.8)	(16.5)
Body Mass Index ages 0-11	18.3	18.0	18.8	Body Mass Index ages 0-11	17.5	17.2	17.8
	(4.9)	(4.7)	(5.5)		(7.6)	(7.9)	(6.7)
age <1	19.2	18.9	19.8	age <1	20.3	21.1	20.1
	(7.0)	(6.7)	(7.8)		(13.8)	(16.7)	(6.3)
age 1	21.0	20.5	22.4	age 1	20.5	20.0	23.6
	(5.9)	(5.4)	(6.9)		(14.5)	(14.1)	(19.0)
age 2	19.4	18.8	21.0	age 2	19.0	18.6	18.8
	(5.9)	(5.0)	(7.4)		(15.2)	(15.9)	(8.7)
age 3	17.8	17.6	18.5	age 3	15.9	15.2	15.1
	(4.4)	(4.2)	(4.9)		(9.1)	(3.7)	(2.7)
age 4	17.0	16.9	17.4	age 4	15.4	15.3	15.8
	(3.8)	(3.6)	(4.3)		(2.9)	(2.3)	(4.0)
age 5	17.0	16.8	17.4	age 5	15.9	15.9	16.6
	(4.0)	(3.8)	(4.4)		(7.4)	(8.1)	(7.9)
age 6	16.9	16.8	17.3	age 6	15.9	15.6	16.4
	(3.7)	(3.7)	(3.5)		(4.3)	(2.9)	(6.5)
age 7	17.7	17.6	18.0	age 7	15.9	15.7	16.2
	(4.9)	(4.9)	(4.8)		(3.3)	(3.1)	(3.3)
age 8	17.9	17.7	18.5	age 8	16.9	17.0	16.3
	(4.1)	(4.0)	(4.3)		(3.9)	(4.0)	(3.7)
age 9	18.3	18.2	18.7	age 9	17.9	17.3	18.9
	(4.4)	(4.3)	(4.6)		(5.1)	(4.0)	(6.9)
age 10	18.3	18.3	18.4	age 10	18.4	18.1	19.1
	(3.5)	(3.5)	(3.4)		(4.1)	(3.6)	(5.0)
age 11	18.8	18.8	18.7	age 11	19.4	19.4	19.3
	(3.4)	(3.5)	(3.3)		(4.0)	(4.0)	(3.8)

Note: standard deviations in parentheses

Table 5
The Effect of Alternative Measures of Poverty on Child Outcomes

	Trouble Concentrating						Hyperactive					
	OECD	**40/30**	**LIS**	**LICO**	**Can. OECD**	**US Official**	**OECD**	**40/30**	**LIS**	**LICO**	**Can. OECD**	**US Official**
Canada All	0.171* (0.026)	0.146* (0.028)	0.117* (0.028)	0.115* (0.027)	--	0.124* (0.032)	0.117* (0.025)	0.112* (0.026)	0.097* (0.027)	0.082* (0.026)	--	0.024 (0.031)
Canada PMK aged 29-37	0.154* (0.035)	0.137* (0.037)	0.133* (0.037)	0.106* (0.037)	--	0.112** (0.045)	0.065** (0.033)	0.073** (0.035)	0.068*** (0.036)	0.045 (0.035)	--	0.020 (0.043)
US	0.110*** (0.063)	0.183* (0.065)	0.167* (0.065)	--	0.109*** (0.063)	-0.010 (0.070)	0.200* (0.062)	0.248* (0.064)	0.232* (0.064)	--	0.202* (0.062)	0.116*** (0.069)
	Peabody Picture Vocabulary Test						**Body Mass Index**					
	OECD	**40/30**	**LIS**	**LICO**	**Can. OECD**	**US Official**	**OECD**	**40/30**	**LIS**	**LICO**	**Can. OECD**	**US Official**
Canada	-3.154* (0.711)	-3.544* (0.758)	-3.509* (0.754)	-4.586* (0.739)	--	-7.036* (0.876)	0.418* (0.095)	0.529* (0.099)	0.511* (0.100)	0.604* (0.098)	--	0.615* (0.118)
Canada PMK aged 29-37	-3.448* (0.920)	-3.931* (1.000)	-3.656* (1.002)	-5.569* (0.972)	--	-6.881* (1.202)	0.203 (0.125)	0.307** (0.133)	0.285** (0.134)	0.472* (0.131)	--	0.606* (0.163)
US	-6.327* (2.020)	-6.989* (2.108)	-6.391* (2.097)	--	-6.327* (2.020)	-6.990* (2.361)	1.072* (0.355)	1.135* (0.365)	1.117* (0.367)	--	1.068* (0.355)	0.298 (0.405)

Note: standard errors in parentheses

* significant with 99% confidence

** significant with 95% confidence

*** significant with 90% confidence

Table 6
Marginal Effects Concentration Problems and Hyperactivity

		Concentration problems											
		OECD		40/30		LIS		LICO		Can. OECD		US Official	
		base*	poor	base*	poor	base*	poor	base*	poor	base*	poor	base*	poor
Canada	prob. of never	53.4%	46.7%	53.1%	47.3%	52.9%	48.3%	52.9%	48.4%	--	--	52.2%	47.6%
	prob. of often	8.6%	11.6%	8.8%	11.3%	8.9%	10.9%	8.8%	10.8%	--	--	9.0%	11.2%
US	prob. of never	56.3%	51.9%	56.4%	49.1%	56.4%	49.8%	--	--	56.3%	52.0%	not sig.	not sig.
	prob. of often	9.0%	10.9%	9.0%	12.3%	9.0%	12.0%	--	--	9.0%	10.9%	not sig.	not sig.
		Hyperactivity											
		OECD		40/30		LIS		LICO		Can. OECD		US Official	
		base*	poor	base*	poor	base*	poor	base*	poor	base*	poor	base*	poor
Canada	prob. of never	33.4%	29.3%	33.2%	29.3%	33.1%	29.7%	33.1%	30.2%	--	--	not sig.	not sig.
	prob. of often	25.7%	29.7%	25.9%	29.7%	26.0%	29.2%	26.1%	28.9%	--	--	not sig.	not sig.
US	prob. of never	51.2%	43.3%	51.2%	41.3%	51.2%	42.0%	--	--	51.2%	43.2%	50.7%	46.1%
	prob. of often	10.6%	14.7%	10.6%	15.8%	10.6%	15.4%	--	--	10.6%	14.7%	10.9%	13.2%

* The base case is a male child under the age of eight who lives in a two-parent, non-poor household where the mother has a least a high school education and who is under 35 years of age. There are two kids under the age of eighteen in the house.

5. Conclusion

This paper examines the robustness of our conclusions about the association between child poverty and child well-being to alternative issues of measurement. Specifically, we focus upon the sensitivity of results to choice of data set, choice of sample and choice of poverty line. Throughout the paper, we pay attention, as well, to how Canada/US comparisons are affected by these choices. Our conclusions include the following:

1. Canadian National Longitudinal Survey of Children and Youth (NLSCY) and Survey of Consumer Finance (SCF) data yield rather different estimates of the incidence of child poverty; the same is true for the US Current Population Survey (CPS) and National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) surveys. To the extent that the income estimates of the NLSCY and/or NLSY may be less reliable, some caution should be exercised in the interpretation of findings about the link between income/poverty and child health at this stage. Perhaps future waves of NLSCY data can improve upon the collection of income information. It is also worth noting that while SCF and CPS data indicate about a 10 percentage point gap in the incidence of child poverty between Canada and the US, this gap essentially disappears if we use NLSCY and NLSY data since the Canadian child outcomes data set produces higher estimates of child poverty than the SCF while the US child outcomes data set produces lower estimates than the CPS.

2. Given a particular data set, alternative common procedures for measuring poverty (e.g., the Canadian Low-Income Cutoffs (LICO) versus the US official poverty lines) yield different estimates of the incidence of child poverty.

3. Correlates of child poverty differ somewhat for different data sources (i.e., NLSCY and SCF; NLSY and CPS), sample selections, and poverty lines. Specifically, child age does not have a significant relationship with poverty status using SCF data, controlling for mother's age, but being 8 to 11 years old is associated with a lower probability of being poor using NLSCY data. However, this relationship disappears if we restrict the sample to children whose mothers are aged 29 to 37 years in order to match a key sample restriction of the US NLSY data set. One important message to take from this example is that the NLSY data set is not entirely representative of all US children of a particular age, and results obtained using this data set can be sensitive to this limitation.

4. Finally, however, we find that while poverty is almost always significantly associated with worse outcomes for children regardless of how it is measured for the four outcomes we study here (body mass index, trouble concentrating, hyperactivity, Peabody picture vocabulary score). Thus, our conclusions about the link between child poverty status and child outcomes appear to be less sensitive to measurement issues than our conclusions about the extent of poverty. There are, however, exceptions to this generally reassuring conclusion. For example, if we measure poverty with the US official poverty lines (which are very low by comparison with all other alternatives considered), we find no relationship between poverty and body mass index or trouble concentrating for the US; between poverty and hyperactivity for Canada.

6. References

Baker, Paula, Canada Keck, Frank Mott, Stephen Quinlan. (1993). "NLSY Child Handbook. Revised Edition. A Guide to the 1986-1990 National Longitudinal Survey of Youth Child Data." Center for Human Resource Research, The Ohio State University. Columbus, Ohio.

Blau, David, M. (1999). "The Effects of Income on Child Health Development." *Review of Economic and Statistics*. 812: 261-276.

Bradbury, Bruce and Markus Jantti. (1999). "Child Poverty Across Industrialized Nations." Luxembourg Income Study. Discussion Paper No. 205.

Buhmann, Brigitte, Lee Rainwater, Guenther Schmaus and Timothy Smeeding. (1988). "Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Data Base." *Review of Income and Wealth*, 34, 115-142.

Crossley, Thomas and Lori Curtis. (2000). "Progress on Child Poverty? Recent changes in Canadian Policies and Outcomes." Working paper.

Curtis, Lori, Martin Dooley, Ellen Lipman and David Feeny. (2001). "The Role of Permanent Income and Family Structure in the Determination of Child Health in the Ontario Child Health Study." *Journal of Health Economics*, 10:4, 287-302.

Curtis, Lori, Martin Dooley and Shelley Phipps. (2000). "Does Mother or Father Know Best? An Assessment of Parent/Child Agreement in the Canadian National Longitudinal Survey of Children and Youth." Working paper.

Curtis, Lori and Shelley Phipps. (2000). "Economic Resources and Children's Health and Success at School: An Analysis with the National Longitudinal Survey of Children and Youth." Applied Research Branch, Human Resources Development Canada, Working Paper W-01-1-4E.

Daviglus, Martha L., Kiang Liu, Philip Greenland, Alan Dyer, Daniel Garside, Larry Manheim, Lynn Lowe, Miriam Rodin, James Lubitz and Jeremiah Stamler. (1998). "Benefit of a Favorable Cardiovascular Risk-Factor Profile in Middle Age with respect to Medicare Costs." The New England Journal of Medicine Vol. 339(16) pp. 1122-1129.

Dooley, MD., Lori Curtis, Ellen Lippman and David Feeny. (1998). "Child Behaviour Problems, Poor School Performance and Social Problems: The Roles of Family Structure and Low Income in Cycle One of the National Longitudinal Survey of Children and Youth." In *Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children*. Edited by Miles Corak, Statistics Canada. Catalogue number 89-553-XPB.

Hatfield, Michael. (2002). "Constructing the Revised Market Basket Measure". Applied Research Branch. Strategic Policy. Human Resources Development Canada. Research Paper T-01-1E.

Korenman, Sanders, Janet Miller and John Sjaastad. (1995). "Long-term Poverty and Child Development in the United States: Results from the NLSY." *Children and Youth Services Review*, 17(1-2):127-155.

Mayer, Susan. (1997). *What Money Can't Buy*. Cambridge: Harvard University Press.

National Council of Welfare. (1999). *Poverty Profile 1997*. Ottawa: Minister of Public Works and Government Services of Canada.

OECD. (1982). *The OECD List of Social Indicators*. Paris: OECD.

Osberg, Lars. (2000). Presidential Address. "Poverty in Canada and the USA: Measurement, Trends and Implications." *The Canadian Journal of Economics*, 33(4): 847-877.

Phipps, Shelley and Thesia Garner. (1993). "Are Equivalence Scales the Same for the United States and Canada?" *The Review of Income and Wealth*, 40:1, 1-18.

Phipps, Shelley. (1993). "Measuring poverty among Canadian households: sensitivity to choice of measure and scale." *Journal of Human Resources*, 28:1, 162-184.

Phipps, Shelley. (1999). *An International Comparison of Policies and Outcomes for Young Children*. Canadian Policy Research Network Study No. F05. Ottawa: Renouf Publishing Co. Ltd.

Ruggles, Patricia. (1990). *Drawing the Line: Alternative Poverty Measures and Their Implications for Public Policy*. Washington: The Urban Institute.

Statistics Canada. (1997a). "Family Incomes." Catalogue 13-208-XB.

Statistics Canada. (1997b). "Income Distributions by Size in Canada." Catalogue 13-207-XPB.

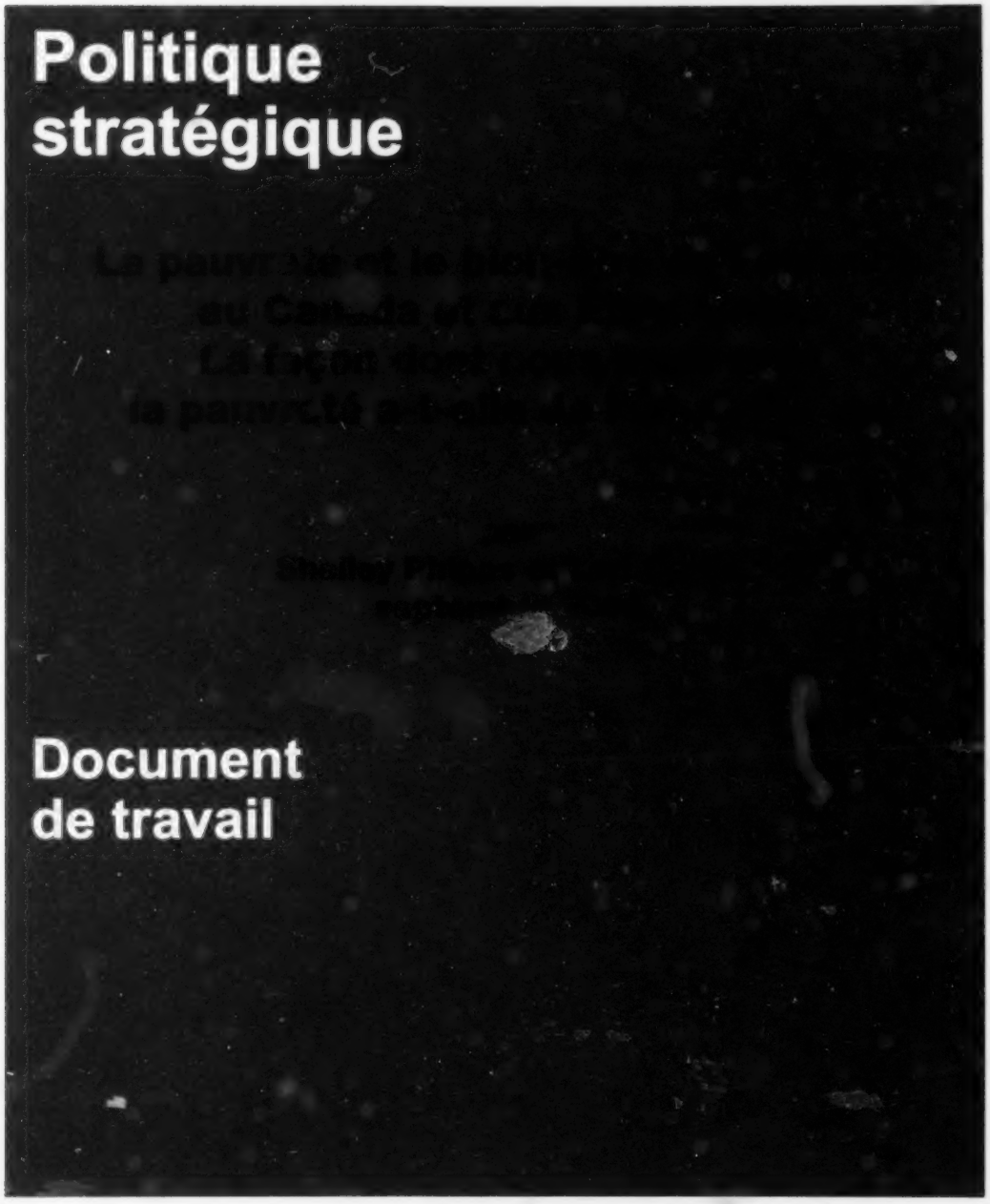
Vita, Anthony J., Richard B. Terry, Helen B. Hubert and James F. Fries. (1998). "Aging, Health Risks, and Cumulative Disability." *The New England Journal of Medicine* Vol. 338(15) pp. 1035-1041.

7. Appendix

Table A1
Means for the SCF, NLSCY – 1994 Children Aged 0-11

	Canada				United States		
	SCF		NLSCY		CPS		NLSY
	All	PMK aged 29-37	All	PMK aged 29-37	All	Mom aged 29-37	
PMK has < High School Education	20.3%	17.3%	16.2%	14.3%	18.5%	13.3%	15.5%
Child is 7-11 Years of Age	41.7%	39.5%	41.7%	38.9%	41.4%	44.1%	43.8%
Child is in a Lone Parent Household	15.8%	12.7%	15.7%	12.8%	26.7%	22.4%	25.4%
Number of Kids <18 in Household	2.31	2.37	2.28	2.33	2.47	2.58	2.47
The PMK is >= 35 Years of Age	45.4%	34.1%	46.7%	34.7%	44.6%	31.6%	30.5%
Child Lives in an Urban Area with >= 100,000 People	62.5%	61.5%	63.0%	61.1%	–	–	–
Child Lives in a Rural Area	17.4%	18.5%	17.8%	18.8%	–	–	–
Note: For the SCF, CPS if the child is in a two-parent household, it is assumed the PMK is the mother							

DIRECTION GÉNÉRALE DE LA RECHERCHE APPLIQUÉE



Développement des ressources humaines Canada
Human Resources Development Canada
Canada
SP-556-01-03F

La pauvreté et le bien-être de l'enfance au Canada et aux États-Unis : La façon dont nous mesurons la pauvreté a-t-elle de l'importance?

Rapport final

Shelley Phipps et Lori Curtis
Direction générale de la recherche appliquée
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

septembre 2000

SP-556-01-03F
(Also available in English)

Les opinions exprimées dans les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de Développement des ressources humaines Canada ou du gouvernement fédéral.

La série des documents de travail comprend des études analytiques et des travaux de recherche réalisés sous l'égide de la Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique. Il s'agit notamment de recherches primaires, soit empiriques ou originales et parfois conceptuelles, généralement menées dans le cadre d'un programme de recherche plus vaste ou de plus longue durée. Les lecteurs de cette série sont invités à faire part de leurs observations et de leurs suggestions aux auteurs.

■

La version anglaise de ce document est disponible sous le titre « *Poverty and Child Well-Being in Canada and the United States: Does it Matter How We Measure Poverty?* » *(0-662-33901-0, RH63-1/556-01-03E).*
This paper is available in English under the title « *Poverty and Child Well-Being in Canada and the United States: Does it Matter How We Measure Poverty?* » *(0-662-33901-0, RH63-1/556-01-03E).*

■

Papier
ISBN : 0-662-89589-4
N° de cat. : RH63-1/556-01-03F

PDF
ISBN : 0-662-89590-8
N° de cat. : RH63-1/556-01-03F-PDF

HTML
ISBN : 0-662-89591-6
N° de cat. : RH63-1/556-01-03F-HTML

■

Si vous avez des questions concernant les documents publiés par la Direction générale de la recherche appliquée, veuillez communiquer avec :

Développement des ressources humaines Canada
Centre des publications
140, Promenade du Portage, Phase IV, niveau 0
Gatineau (Québec) Canada
K1A 0J9

Télécopieur : (819) 953-7260
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/sp-ps/arb-dgra

General enquiries regarding the documents published by the Applied Research Branch should be addressed to:

Human Resources Development Canada
Publications Centre
140 Promenade du Portage, Phase IV, Level 0
Gatineau, Quebec, Canada
K1A 0J9

Facsimile: (819) 953-7260
http://www.hrdc-drhc.gc.ca/sp-ps/arb-dgra

Résumé

Ce document examine la question de savoir si la pauvreté a une influence sur le bien-être de l'enfance. Au Canada comme aux États-Unis, diverses études se sont penchées sur le rapport entre le bien-être de l'enfance et la pauvreté et/ou le revenu de la famille et elles ont observé des relations de faible amplitude et qui parfois même n'étaient pas statistiquement significatives. Si ces constatations sont fondées, elles pourront avoir des répercussions sur les politiques, en ce sens que les mesures ayant pour effet de réduire la pauvreté chez les enfants sont peut-être mal orientées et qu'il serait peut-être préférable de canaliser les ressources destinées aux enfants par des moyens autres que les transferts de revenu. Ce serait là une conclusion importante, et de toute évidence, il faudrait examiner la situation de façon très poussée avant de la tirer.

Nous examinons ici la possibilité que les conclusions relatives au rapport entre la pauvreté et le bien-être des enfants soient influencées par le choix de la mesure de la « pauvreté ». Nous nous intéressons particulièrement à l'influence de l'ensemble de données choisi, à l'échantillon tiré et au seuil de pauvreté retenu. L'analyse porte sur les enfants du Canada et des États-Unis, à la fois pour montrer que ces questions ne sont pas propres au seul contexte canadien et pour faire ressortir l'influence des mesures choisies sur la façon dont nous analysons les comparaisons de la pauvreté chez les enfants et/ou du bien-être des enfants au Canada et aux États-Unis. Les principaux ensembles de données utilisés sont ceux de l'Enquête sur les finances des consommateurs et de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes pour le Canada et de la Current Population Survey *ainsi que de la* National Longitudinal Survey of Youth – Mother/Child Supplement *pour les États-Unis.*

Nous observons que les estimations de l'incidence de la pauvreté chez les enfants sont très sensibles aux mesures choisies. Par exemple, nous pouvons tirer des conclusions fort différentes, comme les suivantes : 1) l'incidence de la pauvreté chez les enfants est de 10 points de pourcentage plus élevée aux États-Unis qu'au Canada; 2) il n'y a aucune différence dans l'incidence de la pauvreté chez les enfants entre les deux pays. Il est toutefois rassurant de constater que ces écarts assez différents dans le niveau de la pauvreté chez les enfants ne se retrouvent pas de façon aussi marquée dans les estimations à plusieurs variables du rapport entre la pauvreté chez les enfants et les résultats développementaux des enfants. Dans la plupart des cas, la pauvreté chez les enfants, peu importe de quelle façon elle est mesurée, est corrélée à des résultats développementaux moins favorables chez les enfants (indice de masse corporelle, scores à l'échelle de vocabulaire en images Peabody, problèmes de concentration et hyperactivité); ces corrélations sont plus fortes aux États-Unis qu'au Canada. Même si l'ampleur estimée des corrélations n'est pas la même selon différentes mesures de la pauvreté, nous soutenons qu'elles ne sont pas, en général, significativement différentes, ni du point de vue statistique, ni du point de vue économique. Il y a toutefois une exception à cette conclusion : si la pauvreté est mesurée selon les seuils de pauvreté officiels des États-Unis, il n'y a parfois aucune relation apparente entre les résultats développementaux des enfants et de la pauvreté.

La conclusion que nous tirons de cette recherche du point de vue des politiques est que les initiatives visant à réduire la pauvreté chez les enfants au Canada ne sont pas mal orientées si nous nous préoccupons du bien-être des enfants. Dans 54 régressions sur 60, nous avons observé une relation significative entre des mesures de rechange du bien-être des enfants et de la pauvreté de la famille.

Remerciements

Nous remercions Lynn Lethbridge, pour son excellent apport à notre recherche, ainsi que Peter Burton, Martin Dooley, John Hoddinott et deux lecteurs anonymes, dont les observations ont été fort utiles. Finalement, c'est avec gratitude que nous remercions Développement des ressources humaines Canada de son soutien financier.

Table des matières

1. **Introduction** 1

2. **Estimations de rechange de l'incidence de la pauvreté chez les enfants au Canada et aux États-Unis** 5

3. **Analyse à plusieurs variables de la probabilité de pauvreté chez les enfants à partir des données de l'EFC par rapport aux données de l'ELNEJ et de seuils de pauvreté de rechange** 11

4. **Analyse à plusieurs variables des répercussions de l'utilisation de seuils de pauvreté de rechange pour notre examen de la corrélation entre le bien-être des enfants et la pauvreté** 17

5. **Conclusion** 25

6. **Bibliographie** 27

7. **Annexe** 29

Liste des tableaux

Tableau 1a Seuils de pauvreté avant impôt pour le Canada, 1994 9

Tableau 1b Seuils de pauvreté avant impôt pour les États-Unis, 1994 9

Tableau 2 La pauvreté chez les enfants de 0 à 11 ans
Seuils de pauvreté et ensembles de données de rechange
Canada et États-Unis – 1994 10

Tableau 3a Estimation probit de la probabilité de pauvreté, enfants canadiens
qui avaient entre 0 et 11 ans en 1994 15

Tableau 3b Estimation probit de la probabilité de pauvreté, enfants américains
qui avaient entre 0 et 11 ans en 1994 16

Tableau 4 Moyennes et fréquences des résultats développementaux des
enfants 22

Tableau 5 Influence de mesures de rechange de la pauvreté sur les résultats
développementaux des enfants 23

Tableau 6 Effets marginaux des problèmes de concentration et de
l'hyperactivité 24

Tableau A1 Moyennes selon l'EFC et l'ELNEJ – Enfants qui avaient entre 0 et
11 ans en 1994 29

1. Introduction

La réduction de la pauvreté au Canada est actuellement une très grande priorité du plan d'action stratégique national du Canada. Ainsi, la question a soulevé une attention énorme en décembre 1999, lorsque les médias et des activistes du domaine ont fait remarquer que l'incidence de la pauvreté chez les enfants avait en fait augmenté au Canada depuis que toutes les parties s'étaient entendues afin de l'éliminer pour l'an 2000. La croyance populaire semble être qu'il y a une corrélation entre la pauvreté et des résultats développementaux défavorables chez les enfants, même si cela n'est pas confirmé par la littérature actuelle sur le sujet. Au Canada comme aux États-Unis, diverses études se sont penchées sur le rapport entre le bien-être de l'enfance et la pauvreté et/ou le revenu de la famille et elles ont observé des relations de faible amplitude et qui parfois même n'étaient pas significatives (par exemple, voir Blau, 1999; Curtis et coll., 2001; Dooley et coll., 1998a, b; Korenman et coll., 1995; Mayer, 1997). Si ces constatations sont fondées, elles pourraient avoir des répercussions sur les politiques, en ce sens que les mesures ayant pour effet de réduire la pauvreté chez les enfants sont peut-être mal orientées et qu'il serait peut-être préférable de canaliser les ressources destinées aux enfants par des moyens autres que les transferts de revenu. Ce serait là une conclusion importante, et de toute évidence, il faudrait examiner la situation de façon très poussée avant de la tirer.

Dans le présent rapport, nous nous demandons si la conclusion voulant que la corrélation entre la pauvreté et le bien-être des enfants soit faible ou non significative est influencée par la façon dont nous choisissons de mesurer la pauvreté[1]. De nombreux ouvrages ont été publiés sur l'économique de la mesure de la pauvreté qui mettent l'accent sur l'influence que peut avoir sur les estimations de la pauvreté le choix de mesures apparemment ésotériques comme « l'échelle d'équivalence »[2], qu'englobent les seuils de pauvreté (voir par exemple Buhmann et coll., 1988; Phipps, 1993; Ruggles, 1990). Il peut donc se révéler également vrai que le choix de la mesure de la pauvreté influence les estimations de la corrélation entre les résultats développementaux de l'enfant et la pauvreté.

Au Canada, la méthode la plus fréquemment utilisée pour mesurer le « faible revenu » est celle des seuils de faible revenu (SFR) de Statistique Canada. Les SFR sont établis au moyen de la « méthode d'Engel », selon laquelle un ménage est un ménage à faible revenu s'il consacre 20 points de pourcentage de plus que la famille canadienne moyenne à la satisfaction de ses besoins essentiels. Même si Statistique Canada prend grand soin de préciser que les SFR mesurent le « faible revenu » et non pas la « pauvreté », dans le débat public, les SFR sont assimilés à des seuils de pauvreté officiels.

---

[1] Dans un rapport parallèle également financé par DRHC, nous examinons la question de savoir si le revenu actuel et/ou la pauvreté constituent la meilleure mesure des ressources économiques à la disposition des enfants. Voir Curtis et Phipps, 2000.

[2] Une échelle d'équivalence indique, par exemple, de quel revenu supplémentaire deux personnes ont besoin par rapport à une personne seule. Ainsi, si le seuil de pauvreté pour une personne est de 10 000 $ et l'échelle d'équivalence pour deux personnes de 1,5, le seuil de pauvreté pour un ménage comptant deux personnes serait de 15 000 $.

Ainsi, au Canada, dans les discussions portant sur les politiques, les SFR ont une grande crédibilité et ils ont été utilisés dans les études canadiennes sur le lien entre la pauvreté et la santé des enfants qui ont été réalisées jusqu'à maintenant (Curtis et coll., 2001; Dooley et coll., 1998a, b). Il convient néanmoins de préciser qu'il n'y a pas de consensus, même à l'intérieur du Canada, qui permettrait d'affirmer que les SFR représentent la « meilleure » façon, voire même la « seule », de mesurer la pauvreté. Par exemple, DRHC a mis sur pied un Groupe de travail fédéral-provincial-territorial sur la recherche et l'information en matière de développement social chargé d'élaborer une mesure dite du « panier de consommation » (MPC) de la pauvreté (Hatfield, 2002). De plus, à l'extérieur du contexte canadien, de nombreuses mesures autres que les SFR sont utilisées (en fait, à notre connaissance, aucun autre pays n'a retenu une formule correspondant exactement à celle des SFR)[3]. Par exemple, aux États-Unis, on établit les seuils officiels de pauvreté en multipliant le « budget alimentaire adéquat minimum » de familles dont la composition est différente par un facteur de trois. Dans la Communauté européenne, la norme consiste à situer la pauvreté à 50 % du revenu médian, et c'est la formule la plus communément utilisée dans la littérature (voir, par exemple, Ruggles, 1990). Par conséquent, même si les SFR ont une énorme crédibilité au Canada et qu'ils sont donc extrêmement importants, aucun autre argument ne permet d'affirmer qu'ils sont la mesure idéale de la pauvreté au Canada, par rapport à une autre formule utilisée plus couramment ailleurs (par exemple, celle qui consiste à établir la pauvreté à 50 % du revenu médian)[4].

Dans les pages qui suivent, nous illustrerons d'abord la façon dont les estimations de la pauvreté chez les enfants peuvent être influencées à la fois par le choix de l'ensemble de données et le choix du seuil de pauvreté. À cette fin, nous comparons les estimations de l'incidence établies à partir des données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), ensemble de données renfermant de l'information sur le bien-être des enfants (voir Dooley et coll., 1998), avec les estimations tirées de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), qui est la source généralement utilisée pour mesurer les distributions du revenu ou le faible revenu au Canada (voir Statistique Canada, 1997a ou b). Nous faisons ces comparaisons en fonction de cinq seuils de pauvreté de rechange. Nous montrons également que la sensibilité des estimations de la pauvreté au choix de l'ensemble de données et au choix de la mesure de la pauvreté n'est pas un phénomène unique au Canada, en faisant des comparaisons semblables à partir de données américaines équivalentes (tirées de la Current Population Survey (CPS) et de la National Longitudinal Survey of Youth – Mother Child Survey (NLSY))[5]. Dans un deuxième temps, compte tenu des différences dans les estimations du niveau de pauvreté, nous montrons, à partir d'une analyse à plusieurs variables simple, comment les caractéristiques associées à une probabilité plus élevée qu'un enfant vive dans la pauvreté varient entre l'ELNEJ et l'EFC et selon d'autres

---

[3] Phipps et Garner, 1993, ont utilisé des données canadiennes et américaines comparables pour estimer des « SFR » pour le Canada et les États-Unis. Leurs principales constatations étaient que lorsque la même méthodologie est utilisée pour établir des échelles d'équivalence, aucune différence statistique ou pratique n'est discernable. Il semble donc qu'il n'y ait pas vraiment de différences inhérentes entre les pays qui donneraient lieu à des équivalences différentes, mais plutôt que différents pays ont tout simplement *choisi* des démarches différentes.

[4] Statistique Canada publie également des mesures de faible revenu (MFR), calculées à 50 % du revenu médian, mais elles reçoivent beaucoup moins d'attention.

[5] Voir Blau, 1999 ou Mayer, 1997. L'EFC et la CPS sont les ensembles de données utilisés dans le cadre de l'Étude sur le revenu du Luxembourg et ils sont donc à la base d'un corpus important d'ouvrages comparant la pauvreté des enfants dans différents pays. Voir par exemple Bradbury et Jantti, 1999.

seuils de pauvreté de rechange, et nous refaisons l'analyse à partir des deux ensembles de données des États-Unis. Enfin, nous montrons l'importance du choix du seuil de pauvreté dans les conclusions relatives à l'ampleur de l'association entre les résultats développementaux des enfants et la pauvreté chez les enfants. Tout au long de notre rapport, nous montrons que le choix de la mesure de la pauvreté influence non seulement la façon dont nous interprétons les rapports entre la pauvreté et le bien-être de l'enfance à l'intérieur des pays de référence, mais également les conclusions que nous tirons de telles comparaisons.

2. *Estimations de rechange de l'incidence de la pauvreté chez les enfants au Canada et aux États-Unis*

Les tableaux 1a et 1b illustrent cinq séries de seuils de pauvreté de rechange pour le Canada et les États-Unis en 1994. Pour le Canada, nous indiquons d'abord les seuils de faible revenu (SFR) pour 1994 (base de 1992), qui varient selon le nombre de personnes (aucune distinction n'est faite entre les adultes et les enfants) et la taille du secteur de résidence. Nous présentons ensuite trois séries de seuils de pauvreté calculés à la moitié de la médiane du revenu équivalent canadien avant impôt[6], mais dont la médiane du revenu équivalent est calculée selon trois échelles d'équivalence de rechange. Chaque série d'échelles est communément utilisée dans la littérature; comme on l'a vu plus tôt, la formule du 50 % de la médiane du revenu équivalent pour calculer le seuil de pauvreté est la plus fréquemment utilisée dans la littérature sur l'économique de la pauvreté. La première échelle d'équivalence est celle qui est recommandée par l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) (1982), et qui est communément utilisée dans les pays européens. Dans ce cas, si un adulte seul se voit attribuer une échelle d'équivalence égale à 1,0, on supposera que chaque adulte de plus ajoutera 0,7 à l'échelle et chaque enfant de plus, 0,5. L'échelle « 40/30 » qui est utilisée pour les mesures du faible revenu (MFR) de Statistique Canada suit la même procédure, à cette exception qu'on suppose que chaque adulte de plus ajoute 0,4 à l'échelle et chaque enfant de plus, 0,3. Enfin, l'échelle d'équivalence de l'Étude sur le revenu du Luxembourg (ERL) est simplement calculée selon la racine carrée du nombre de personnes dans le ménage. Comme dans le cas des SFR, elle ne fait aucune distinction entre les adultes et les enfants. L'échelle de l'ERL est très populaire dans les ouvrages de recherche (voir, par exemple, Crossley et Curtis, 2000; Osberg, 2000). Enfin, nous illustrons les seuils de pauvreté officiels des États-Unis convertis en dollars canadiens[7].

Pour les États-Unis, nous signalons les seuils de pauvreté officiels de 1994. Nous refaisons ensuite le calcul de trois séries de seuils de pauvreté de rechange selon l'échelle « 40/30 », l'échelle « 70/50 » de l'OCDE et l'échelle de l'ERL. Cependant, dans ce cas, les seuils de pauvreté sont établis à 50 % de la médiane du revenu équivalent avant impôt des États-Unis. Finalement, nous convertissons également une série de seuils de pauvreté au Canada (échelle 70/50 de l'OCDE) en dollars américains de 1994, selon les parités de pouvoir d'achat pour les dépenses de consommation finale privée (Statistique Canada, CANSIM D23283)[8].

---

[6] Le « revenu équivalent » est le revenu familial divisé par l'échelle d'équivalence appropriée pour le ménage. Il s'agit de rajuster le revenu familial pour tenir compte du fait que plus d'une personne vit de ce revenu, tout en considérant les économies d'échelle que peuvent réaliser les personnes qui habitent ensemble. À noter qu'aucun des ensembles de données sur les résultats développementaux des enfants ne comprend de données sur le revenu après impôt, de sorte que nous n'avons pas d'autre choix que de nous concentrer sur le revenu avant impôt.

[7] On peut trouver les seuils de pauvreté officiels des États-Unis sur Internet à l'adresse http://www.census.gov/hhes/poverty/threshld/thresh94.html. Les seuils ont été convertis en dollars canadiens au moyen des parités de pouvoir d'achat pour les dépenses de consommation finale privée (CANSIM D23283).

[8] Il n'est pas simple de décider comment appliquer les SFR dans le contexte américain, compte tenu de la variation des seuils de pauvreté selon la taille du lieu de résidence. Est-ce que les mêmes limites de population (par exemple, population supérieure à 500 000) définiraient un « grand centre urbain » aux États-Unis?

Pour le Canada, si nous comparons les seuils de pauvreté pour une famille composée de deux adultes et de deux enfants, nous obtenons des seuils de rechange de 27 100 $ (OCDE); de 25 983 $ (échelle 40/30); de 26 523 $ (ERL); et d'entre 31 071 $ (SFR, grand centre urbain) et 21 472 $ (SFR, région rurale). Le seuil de pauvreté officiel des États-Unis est sensiblement plus faible, à 19 024 $. Les différences entre les seuils de pauvreté augmentent proportionnellement à la taille de la famille. Par exemple, pour un ménage de six personnes comptant deux adultes et quatre enfants, les seuils de pauvreté sont de 37 137 $ (OCDE); de 33 778 $ (échelle 40/30); de 32 484 $ (ERL); et d'entre 38 393 $ (SFR, grand centre urbain) et 26 533 $ (SFR, région rurale).

Pour les États-Unis, on remarque également des différences sensibles entre les seuils de pauvreté. Premièrement, les seuils officiels sont beaucoup plus faibles que n'importe quel seuil de rechange (à 50 % du revenu médian) – 15 029 $ pour une famille de deux adultes et de deux enfants par rapport à 21 315 $ selon l'échelle 70/50 de l'OCDE ou à 20 571 $ selon l'échelle de l'ERL, par exemple. Si nous convertissons en dollars américains le seuil de pauvreté du Canada calculé à 50 % du revenu médian (échelle de l'OCDE), nous obtenons un seuil de 21 408 $ pour une famille de quatre personnes, ce qui est très semblable au seuil calculé pour les aux États-Unis selon la formule de l'OCDE. Encore ici, les différences entre les seuils de pauvreté s'accentuent à mesure que la taille de la famille augmente, puisque les écarts dans les « économies d'échelle » implicites prennent plus d'importance. Il semble évident, par conséquent, que dans l'un et l'autre pays, certaines familles dont le revenu se situe à l'intérieur de la fourchette de la « pauvreté » pourraient être considérées comme des familles pauvres selon une mesure, et des familles « non pauvres » selon une autre.

Toutefois, notre principale préoccupation dans cette section est de déterminer si nous obtenons les mêmes estimations de la pauvreté, peu importe le seuil qui est utilisé, selon différents ensembles de données (c'est-à-dire l'EFC par rapport à l'ELNEJ au Canada; la CPS par rapport à la NLSY aux États-Unis). En effet, on peut soutenir que l'EFC renferme de meilleures estimations des revenus familiaux[9], mais que l'ELNEJ représente le seul ensemble de données contenant beaucoup d'informations sur le bien-être des enfants. Ainsi, pour étudier les liens entre le bien-être des enfants et la pauvreté chez les enfants, nous devons utiliser l'ELNEJ. Cependant, si le revenu est moins bien mesuré dans le cadre de l'ELNEJ, c'est peut-être l'une des raisons qui explique la faible corrélation observée entre la santé des enfants et la pauvreté chez les enfants dans la littérature canadienne jusqu'à maintenant. Les mêmes arguments valent pour la CPS par rapport à la NLSY aux États-Unis[10].

Le tableau 2 signale l'incidence[11] de la pauvreté chez les enfants de 0 à 11 ans en 1994, au Canada et aux États-Unis, à partir de seuils de pauvreté et d'ensembles de données de rechange. Nous nous concentrons sur les enfants de 0 à 11 ans, puisque c'est la fourchette

---

[9] Dans le cadre de l'EFC, des questions détaillées sont posées sur les composantes individuelles du revenu et l'enquête est menée à l'époque des impôts, de sorte que les répondants auront l'information nécessaire à leur disposition. Dans le cadre de l'ELNEJ, seulement deux questions sont posées sur le revenu personnel et le revenu du ménage et l'enquête ne coïncide pas avec la période des impôts.

[10] Curtis et coll., 2001, ont recours à l'Étude sur la santé des enfants de l'Ontario (ESEO) plutôt qu'à l'ELNEJ. Le revenu familial n'est pas particulièrement bien mesuré dans l'ESEO non plus.

[11] Nous avons également calculé l'ampleur de la pauvreté pour chaque mesure, mais nous nous concentrons ici sur son incidence seulement.

des âges de l'ELNEJ. Nous avons utilisé la même procédure pour chaque ensemble de données dans chaque pays : 1) les ménages sont exclus s'ils ne comptent aucun enfant de 0 à 11 ans ou s'ils n'ont pas de revenu avant impôt positif; 2) les enfants sont comptés parmi les enfants pauvres s'ils vivent dans des ménages dont le revenu est inférieur au seuil de pauvreté de référence; 3) pour calculer l'incidence de la pauvreté chez les enfants, on attribue à chaque enfant de 0 à 11 ans un poids d'échantillonnage approprié[12].

Pour les ensembles de données du Canada et pour la CPS des États-Unis, nous refaisons tous ces calculs pour deux échantillons d'enfants : 1) tous les enfants de 0 à 11 ans; 2) tous les enfants de 0 à 11 ans dont la pcm/la mère a entre 29 et 37 ans. Comme les données concernant les enfants de la NLSY proviennent d'un supplément à la NLSY de base, toutes les mères de l'échantillon avaient entre 29 et 37 ans en 1994. Ainsi, la deuxième série de calculs sur les trois autres ensembles de données nous permet d'obtenir une meilleure comparabilité entre les ensembles, bien que les échantillons avec restriction quant à l'âge de la mère nous donnent évidemment une image moins fidèle de l'incidence de la pauvreté chez les enfants de 0 à 11 ans. Une des raisons pour lesquelles nous présentons des estimations pour les deux échantillons, le cas échéant, est que nous voulons examiner dans quelle mesure la restriction relative à l'âge de la mère est importante/réductrice dans les données de la NLSY, qui ont servi dans plusieurs études très influentes sur la corrélation entre la pauvreté/le revenu et le bien-être des enfants (par exemple, Blau, 1999; Korenman et coll., 1995; Mayer, 1997).

Le premier élément qui ressort de la partie supérieure du tableau 2 est que des sources de données différentes donnent des estimations assez différentes de l'incidence de la pauvreté. Peu importe le seuil de pauvreté qui est utilisé, l'ELNEJ donne des estimations plus élevées de l'incidence de la pauvreté chez les enfants (de 0 à 11 ans) au Canada que l'EFC (3,7 points de pourcentage de plus dans le cas des SFR; 4,7 points de pourcentage de plus dans le cas du seuil de pauvreté établi à 50 % de la médiane du revenu équivalent et l'échelle d'équivalence de l'OCDE). Pour replacer cet écart dans son contexte, précisons qu'il y a une différence de 6,4 points entre l'incidence de la pauvreté la plus élevée (20,9 % en 1996) et la plus faible (14,5 % en 1989) chez les enfants du Canada entre 1980 et 1997 (Conseil national du bien-être social, 1999).

La partie inférieure du tableau 2 donne une comparaison semblable pour les États-Unis. Il est intéressant de constater que dans ce cas, l'ensemble des données relatives aux enfants (la partie de la NLSY qui porte sur les mères et les enfants) donne des estimations plus faibles de l'incidence de la pauvreté chez les enfants que la Current Population Survey (CPS) accessible par l'entremise de l'Étude sur le revenu du Luxembourg). Par conséquent, même si l'incidence de la pauvreté chez tous les enfants de 0 à 11 ans est estimée à environ 10 points de pourcentage de plus aux États-Unis qu'au Canada (selon la mesure de la pauvreté qui est utilisée), cet écart disparaît essentiellement lorsqu'on utilise les données de l'EFC et de la CPS. Et cela demeure vrai, peu importe que nous comparions l'incidence relative de la pauvreté entre les pays (par exemple, deux seuils établis à 50 %

[12] Dans l'ELNEJ, chaque enfant représente une observation distincte et peut se voir attribuer une pondération différente aux fins de l'établissement de distributions des enfants appropriées selon l'âge, même si l'enquête vise également ses frères et sœurs (en d'autres termes, les enfants de la même famille peuvent se voir attribuer des poids d'échantillonnage différents). Pour l'EFC, nous avons créé une observation pour chaque enfant de 0 à 11 ans et attribué à chaque enfant le revenu et le poids d'échantillonnage du ménage auquel il appartient.

de la médiane du revenu équivalent, à partir de la médiane du revenu équivalent propre à chaque pays) ou que nous fassions une comparaison « absolue » de l'incidence de la pauvreté au moyen, par exemple, des seuils de pauvreté officiels des États-Unis pour les États-Unis comme pour le Canada. Pour donner des chiffres précis, supposons une comparaison de l'incidence de la pauvreté à partir de deux seuils de pauvreté établis à 50 % de la médiane du revenu équivalent, le revenu équivalent étant calculé à partir d'une échelle de l'ERL. Si nous utilisons les données de l'EFC et de la CPS, l'incidence de la pauvreté est de 21,2 % au Canada et elle est estimée à 30,2 % aux États-Unis. Si nous utilisons les mêmes seuils de pauvreté, mais les ensembles de l'ELNEJ et de la NLSY plutôt, l'incidence de la pauvreté est estimée à 24,0 % au Canada et à 24,9 % aux États-Unis.

De toute évidence, comme on l'a vu plus tôt, toutes les mères dans l'ensemble des données de la NLSY sont âgées d'entre 29 et 37 ans, et il semble, d'après des calculs effectués pour les autres ensembles de données, que cette restriction se traduise par des estimations considérablement plus faibles de la pauvreté (d'environ 3 points de pourcentage pour l'un ou l'autre des ensembles de données du Canada; de 4 à 5 points de pourcentage selon la CPS). Cependant, les considérations qualitatives de ci-dessus demeurent valides lorsque nous nous concentrons sur les échantillons limités aux mères d'entre 29 et 37 ans pour tous les ensembles de données : 1) l'ELNEJ donne des estimations plus élevées de l'incidence de la pauvreté que l'EFC; 2) la NLSY donne des estimations plus faibles de l'incidence de la pauvreté que la CPS (bien que les deux séries d'estimations américaines se rapprochent beaucoup lorsque nous appliquons la restriction concernant l'âge de la mère).

La façon dont nous interprétons l'incidence de la pauvreté chez les enfants d'un pays à l'autre peut également être influencée par le seuil de pauvreté que nous avons retenu. Par exemple, au Canada, il y a un écart de 2 points de pourcentage entre le SFR et le seuil établi à 50 % du revenu médian avec une échelle d'équivalence de l'OCDE, si nous utilisons les données de l'ELNEJ (24,5 % par rapport à 26,5 %). À noter par ailleurs que lorsque ce sont les données de l'EFC qui sont utilisées, les estimations de l'incidence sont très semblables pour tous les seuils de pauvreté, sauf les seuils officiels des États-Unis. Ces derniers donnent les estimations de l'incidence qui s'écartent le plus des autres – selon les données de l'ELNEJ, la pauvreté chez les enfants est estimée à seulement 14,4 %, par rapport à 24,5 % selon les SFR.

Des différences semblables apparaissent dans les estimations de l'incidence de la pauvreté selon divers seuils de pauvreté aux États-Unis. Par exemple, selon les données de la NLSY et selon les seuils de pauvreté officiels des États-Unis, l'incidence estimée de la pauvreté est de 17,5 %, tandis que selon la formule de 50 % du revenu médian de l'OCDE, elle est de 26,4 %.

Tableau 1a
Seuils de pauvreté avant impôt pour le Canada, 1994

	Seuils de faible revenu					½ de la médiane du revenu équivalent						
	Taille du secteur de résidence					OCDE		40/30		ERL	Seuils de pauvreté officiels des États-Unis (en dollars canadiens)	
	Régions urbaines				Région rurale							
Personnes	500 000+	100 000 - 499 999	30 000 - 99 999	Moins de 30 000		1 adule	2 adultes	1 adulte	2 adultes		1 enfant	2 enfants
1	16 511	14 162	14 063	13 086	11 410	10 037	–	12 992	–	13 262	–	–
2	20 639	17 702	17 579	16 357	14 263	15 056	17 063	16 889	18 188	18 755	12 930	–
3	25 668	22 016	21 863	20 343	17 739	20 074	22 081	20 786	22 086	22 970	15 100	15 114
4	31 071	26 650	26 465	24 626	21 472	25 093	27 100	24 684	25 983	26 523	19 666	19 024
5	34 731	29 791	29 583	27 527	24 003	30 111	32 118	28 581	29 880	29 654	23 673	22 948
6	38 393	32 931	32 702	30 428	26 533	35 130	37 137	32 479	33 778	32 484	26 946	26 390
7	42 054	36 072	35 820	33 329	29 064	40 148	42 155	36 376	37 675	35 087	31 073	30 409

Les SFR sont tirés de la publication 13-207 de Statistique Canada (base de 1992).

Tableau 1b
Seuils de pauvreté avant impôt pour les États-Unis, 1994

	Seuils de pauvreté officiels des États-Unis Nombre d'enfants de moins de 18 ans			OCDE		40/30		ERL	½ de la médiane du revenu canadien selon l'échelle de l'OCDE (en dollars américains)	
Personnes	1	2	3	1 adulte	2 adultes	1 adulte	2 adultes		1 adulte	2 adultes
1	–	–	–	7 895	–	10 106	–	10 286	7 929	–
2	10 215	–	–	11 842	13 421	13 137	14 148	14 546	11 894	13 479
3	11 929	11 940	–	15 789	17 368	16 169	17 179	17 815	15 858	17 444
4	15 536	15 029	15 081	19 736	21 315	19 200	20 211	20 571	19 823	21 408
5	18 702	18 129	17 686	23 684	25 262	22 232	23 243	22 999	23 787	25 373
6	21 287	20 848	20 427	27 631	29 210	25 264	26 274	25 194	27 752	29 337
7	24 548	24 023	23 657	31 578	33 157	28 295	29 306	27 213	37 716	33 302

Source : Seuils de pauvreté officiels des États-Unis : http://www.census.gov/hhes/poverty/threshld/thresh94.html

Tableau 2
La pauvreté chez les enfants de 0 à 11 ans
Seuils de pauvreté et ensembles de données de rechange
Canada et États-Unis – 1994

Canada			Seuil de pauvreté = ½ de la médiane du revenu équivalent							
	SFR[1]		Échelle 40/30		Échelle de l'OCDE[2]		Échelle de l'ERL[3]		Seuils de pauvreté officiels des États-Unis (en dollars canadiens)	
	EFC[4]	ELNEJ[5]	EFC	ELNEJ	EFC	ELNEJ	EFC	ELNEJ	EFC	ELNEJ
% de pauvres										
Tous	20,8 %	24,5 %	21,2 %	24,3 %	21,8 %	26,5 %	21,2 %	24,0 %	11,2 %	14,4 %
PCM d'entre 29 et 37 ans	17,6 %	21,5 %	18,4 %	21,3 %	19,1 %	24,0 %	18,3 %	20,7 %	9,7 %	12,3 %
États-Unis	**½ de la médiane du revenu canadien selon l'échelle de l'OCDE (en dollars américains)**		**Échelle 40/30**		**Échelle de l'OCDE[2]**		**Échelle de l'ERL[3]**		**Seuils de pauvreté officiels des États-Unis**	
	CPS[6]	NLSY[7]	CPS	NLSY	CPS	NLSY	CPS	NLSY	CPS	NLSY
% de pauvres										
Tous	33,0 %	–	30,7 %	–	32,8 %	–	30,2 %	–	20,7 %	–
PCM d'entre 29 et 37 ans	28,8 %	26,4 %	26,6 %	24,9 %	28,7 %	26,4 %	26,0 %	24,9 %	17,3 %	17,5 %

1. Seuils de faible revenu.
2. Organisation de coopération et de développement économiques.
3. Étude sur le revenu du Luxembourg.
4. Enquête sur les finances des consommateurs.
5. Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes.
6. Current Population Survey.
7. National Longitudinal Survey of Youth.

3. *Analyse à plusieurs variables de la probabilité de pauvreté chez les enfants à partir des données de l'EFC par rapport aux données de l'ELNEJ et de seuils de pauvreté de rechange*

Compte tenu de ces différences assez frappantes dans l'incidence estimée de la pauvreté, il semble de mise de faire une analyse à plusieurs variables des facteurs associés à une hausse de la probabilité qu'un enfant vive dans la pauvreté selon les différents ensembles de données et seuils de pauvreté. Les tableaux 3a et 3b présentent des modèles probits de la probabilité qu'un enfant soit observé comme vivant dans la pauvreté au Canada et aux États-Unis, respectivement[13]. Pour les deux ensembles de données canadiens de même que pour la Current Population Survey (CPS) des États-Unis, nous nous concentrons sur l'échantillon de tous les enfants de 0 à 11 ans, peu importe l'âge de la mère, mais nous donnons également un exemple de régression à partir de l'échantillon avec restriction concernant l'âge de la mère. De toute évidence, les estimations tirées de la National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) ne peuvent s'appliquer qu'à l'échantillon avec restriction d'âge.

La spécification retenue pour les modèles probits est extrêmement réduite, à la fois parce qu'un certain chevauchement du contenu des enquêtes dans les quatre ensembles de données allait de soi dans cet exercice et également parce que l'objet des régressions n'est pas « d'expliquer » la pauvreté, mais simplement de vérifier le profil de base des corrélations. Ainsi, les variables de contrôle se limitent au nombre d'enfants de moins de 18 ans et à une série de variables nominales selon lesquelles le niveau de scolarité de la mère est inférieur au secondaire[14], l'enfant est âgé d'entre 7 et 11 ans, l'enfant vit dans une famille monoparentale et la mère a 35 ans ou plus.

Le tableau A1 de l'annexe donne les moyennes d'échantillon pour les échantillons ayant servi aux estimations. Il faut remarquer d'abord que les deux échantillons canadiens de tous les enfants paraissent très semblables, à cette exception que le pourcentage de mères qui n'ont pas terminé le secondaire est légèrement plus important dans l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) (20,3 % par rapport à 16,2 %). Si nous comparons les

---

[13] Des poids d'échantillonnage sont utilisés pour toutes les régressions.

[14] Les observations ont été exclues en cas de non-réponse à toute variable utilisée dans le modèle d'estimation. Il existe une différence entre les échantillons de l'EFC et l'ELNEJ, à savoir que dans le cadre de l'ELNEJ, on a systématiquement recours aux « personnes qui connaissent le mieux l'enfant » (pcm), mais cela ne devrait pas faire beaucoup de différence dans les résultats signalés ici. Dans les régressions, nous utilisons l'âge et la scolarité de la pcm comme variables de contrôle. La majorité, mais non pas la totalité, des pcm sont les mères. Par conséquent, dans les données de l'EFC, nous utilisons l'âge et le niveau de scolarité de la mère, à moins que celle-ci ne soit pas présente, auquel cas nous substituons les valeurs correspondantes pour le père ou une autre personne qui s'occupe des enfants. Même si ces procédures ne sont pas identiques, les coefficients des variables de la « mère » sont remarquablement semblables dans tous les ensembles de données. Pour les deux ensembles de données américains, nous avons utilisé l'information relative à la mère lorsqu'elle était disponible.

deux échantillons américains avec restriction concernant l'âge de la mère, les moyennes d'échantillon sont assez semblables. Mais comment les caractéristiques des échantillons avec restriction d'âge diffèrent-elles de celles de l'échantillon global? Si nous comparons les deux séries de moyennes découlant de la CPS, il est d'abord évidemment vrai qu'un pourcentage plus limité de mères ont plus de 35 ans dans l'échantillon avec restriction d'âge (31,6 % par rapport à 44,6 %). Il est également vrai qu'un pourcentage plus limité de mères dans l'échantillon avec restriction d'âge n'ont pas terminé le secondaire (13,3 % par rapport à 18,5 %). Les enfants sont légèrement plus âgés dans l'échantillon avec restriction concernant l'âge de la mère (44,1 % par rapport à 41,4 %) et ils sont moins nombreux à vivre dans des foyers monoparentaux (22,4 % par rapport à 26,7 %). Dans l'ensemble, il paraît important de se souvenir que les données de la NLSY ne sont pas entièrement représentatives de tous les enfants américains de tel ou tel âge.

Cette constatation est confirmée lorsqu'on examine les différences entre l'échantillon avec restriction concernant l'âge de la mère et l'échantillon complet des ensembles de données canadiens, la plupart des tendances qui s'en dégagent étant les mêmes (par exemple, les mères sont moins susceptibles d'avoir un faible niveau de scolarité dans l'échantillon avec restriction d'âge et les enfants sont moins susceptibles de vivre dans un foyer monoparental). Une différence ressort entre les deux pays : pour les deux ensembles de données canadiens, les enfants dont les mères ont entre 29 et 37 ans sont légèrement moins susceptibles d'avoir entre 7 et 11 ans (par exemple, 38,9 % par rapport à 41,7 % selon l'ELNEJ), tandis que c'est l'opposé qui est vrai dans les données américaines.

Examinons maintenant les résultats des analyses à plusieurs variables. Nous verrons d'abord les deux équations de la probabilité de pauvreté au Canada estimées selon les seuils de faible revenu (SFR) à partir des données de l'EFC puis de l'ELNEJ, respectivement (tableau 3a). Même si la plupart des coefficients estimés sont légèrement plus importants selon les données de l'ELNEJ que selon celles de l'EFC (par exemple, faible scolarité, monoparentalité, nombre d'enfants), la principale différence entre les deux équations estimées est que l'âge de l'enfant n'est pas statistiquement significatif dans le cas de l'EFC, mais que le groupe d'âge des 7 à 11 ans présente une probabilité de pauvreté moindre lorsque c'est l'échantillon global des données de l'ELNEJ qui est utilisé. Cette tendance se maintient, peu importe la mesure de la pauvreté qui est utilisée, et elle semble raisonnable, puisque l'on peut supposer que les enfants d'âge scolaire entravent moins la participation à la population active. Il faut souligner une différence importante entre l'EFC et l'ELNEJ qui peut se révéler pertinente pour cette constatation, à savoir que le système de pondération de l'ELNEJ permet d'obtenir des estimations plus précises de la distribution des enfants par groupe d'âge que l'EFC (voir le renvoi 13).

Si nous nous concentrons sur la comparaison des mesures de la pauvreté au lieu des ensembles de données, nous observons une différence importante, à savoir que le nombre d'enfants vivant dans la famille est associé à une augmentation plus importante de la pauvreté si on utilise l'échelle d'équivalence de l'OCDE plutôt que, par exemple, les SFR. Cela n'est pas surprenant, puisque les SFR tiennent pour acquis que les individus qui vivent ensemble peuvent réaliser des économies d'échelle plus importantes. Ainsi, à revenu égal, les familles plus nombreuses sont plus susceptibles d'être classées parmi les familles pauvres selon la méthode de l'OCDE que selon la méthode des SFR. Cette constatation demeure valide, peu importe l'ensemble de données utilisé.

Enfin, si nous comparons les estimations obtenues à partir de l'échantillon avec restriction concernant l'âge de la mère et à partir de l'échantillon global (en utilisant un seuil de pauvreté calculé à 50 % de la médiane du revenu équivalent selon une échelle d'équivalence de l'ERL), la variable nominale selon laquelle les enfants plus âgés sont moins susceptibles d'être pauvres perd de son importance dans les données de l'ELNEJ[15].

Pour les États-Unis, si nous comparons les coefficients estimatifs obtenus selon différents ensembles de données mais à partir de la même mesure de la pauvreté (par exemple, les seuils de pauvreté officiels des États-Unis), nous constatons encore ici que la différence la plus notable concerne l'association estimée entre l'âge de l'enfant et la pauvreté. À partir de l'échantillon global des données de la CPS, on observe que les enfants d'entre 7 et 11 ans sont moins susceptibles d'être pauvres (comme c'était le cas pour l'ELNEJ, mais non pas pour l'EFC); si on utilise l'échantillon avec restriction d'âge et l'échelle d'équivalence de l'ERL, on n'observe aucune différence significative dans la probabilité de pauvreté chez les enfants plus vieux ou plus jeunes (comme c'était le cas pour les échantillons canadiens avec restriction d'âge). Cependant, à partir des données de la NLSY, on constate que les enfants plus vieux sont plus susceptibles d'être pauvres, même s'il n'y a pas de raison évidente qui l'expliquerait.

Si nous faisons des comparaisons en fonction des seuils de pauvreté à partir du même ensemble de données pour les États-Unis, nous constatons là encore que le coefficient estimé du nombre d'enfants vivant dans la famille est le plus important lorsque ce sont les échelles d'équivalence de l'OCDE (qui supposent des économies d'échelle plus petites) qui sont utilisées.

Finalement, il est intéressant de comparer les estimations pour le Canada et pour les États-Unis. Même s'il est évident que la valeur absolue des coefficients sur lesquels repose la comparaison sera influencée par la mesure de la pauvreté retenue, en fait, la plupart des constatations qualificatives demeurent vraies, peu importe cette mesure. Nous nous concentrons d'abord sur les estimations selon l'EFC et la CPS, à partir des échantillons sans restriction concernant l'âge de la mère. La faible scolarité de la mère et la monoparentalité sont corrélées à des taux plus élevés de pauvreté dans les deux pays, bien que l'ampleur des deux influences soit beaucoup plus vaste aux États-Unis. Le nombre d'autres frères et sœurs est également associé à des probabilités de pauvreté plus importantes aux États-Unis qu'au Canada. Si la mère est âgée de 35 ans ou plus, la probabilité de pauvreté associée chez l'enfant est moindre, mais dans des proportions plus marquées aux États-Unis qu'au Canada. Autre différence importante : les enfants plus âgés sont moins susceptibles d'être pauvres selon les données de la CPS, mais cet effet n'est pas observé si on utilise les données de l'EFC.

Si nous comparons les estimations de l'échantillon avec restriction d'âge de l'ELNEJ et les estimations de la NLSY (en fonction des seuils de pauvreté de l'ERL), la plupart des constatations présentées ci-dessus demeurent valables. En d'autres termes, les enfants vivant dans une famille monoparentale ou les enfants dont les mères ont un faible niveau de scolarité sont plus susceptibles d'être pauvres, mais l'ampleur de ces corrélations est

[15] Nous avons estimé des probits pour toutes les mesures de la pauvreté à partir de l'échantillon avec restriction d'âge et les mêmes conclusions demeurent valables, peu importe le seuil de pauvreté. Nous ne signalons ici qu'une seule série de coefficients, faute de place.

beaucoup plus vaste aux États-Unis. Le nombre d'autres frères et sœurs est corrélé à des probabilités plus élevées de pauvreté dans les deux pays, mais la corrélation est plus forte aux États-Unis; les enfants dont les mères sont plus âgées sont moins susceptibles d'être pauvres, mais dans des proportions plus importantes aux États-Unis. Si l'on tient compte de l'âge de la mère, on n'observe aucune corrélation entre l'âge de l'enfant et la pauvreté dans l'échantillon avec restriction d'âge de l'ELNEJ; les enfants plus âgés sont plus susceptibles que d'autres d'être pauvres aux États-Unis.

Jusqu'à maintenant, nous nous sommes concentrées sur deux thèmes. Le premier est que les estimations de la pauvreté chez les enfants ne sont pas les mêmes selon que l'on a recours aux données de l'ELNEJ et à celles de l'EFC pour le Canada ou aux données de la NLSY et de la CPS pour les États-Unis. On considère généralement que l'EFC permet de faire les meilleures estimations du revenu et de la pauvreté au Canada (par exemple, l'EFC est l'ensemble de données utilisé par Statistique Canada pour ses estimations de la distribution du revenu et du faible revenu au Canada – voir Statistique Canada, 1997a ou b). Ainsi, il y a lieu de penser que les estimations tirées de l'EFC sont préférables aux estimations tirées de l'ELNEJ. Le problème, du point de vue de l'objet global de notre recherche, c'est que pour comprendre les corrélations qui existent entre la santé et la pauvreté chez les enfants, nous n'avons pas d'autre choix que d'utiliser l'information sur le revenu recueillie dans le cadre de l'ELNEJ. Peut-être pourrait-on, pour les prochains cycles de collecte des données, tâcher d'améliorer le contenu de l'enquête en ce qui concerne le revenu. D'ici là, il demeure possible que l'une des raisons expliquant certains des résultats actuels (par exemple, l'inimportance relative du faible revenu) soit l'information limitée dont nous disposons au sujet du revenu. Tant qu'une meilleure information sur le revenu ne sera pas disponible dans les ensembles de données concernant le bien-être de l'enfance, le problème demeurera.

Le deuxième thème est que le choix du seuil de pauvreté peut influencer nos estimations de l'incidence et des corrélats de la pauvreté chez les enfants. Une question importante que nous nous posons ici est donc la suivante : le choix du seuil de pauvreté peut-il influencer également notre perception lorsqu'il s'agit de déterminer si la pauvreté compte pour le bien-être des enfants et jusqu'à quel point elle compte, et si la corrélation demeure constante selon différentes dimensions du bien-être? C'est la question sur laquelle nous nous pencherons dans le prochain chapitre.

Tableau 3a
Estimation probit de la probabilité de pauvreté, enfants canadiens qui avaient entre 0 et 11 ans en 1994

	Enquête sur les finances des consommateurs					Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes				
	SFR[1]	Seuils de pauvreté officiels des États-Unis (en $CAN)	OCDE[2]	ERL[3]		SFR[1]	Seuils de pauvreté officiels des États-Unis (en $CAN)	OCDE[2]	ERL[3]	
				Tous	PCM de 29 à 37 ans				Tous	PCM de 29 à 37 ans
Variable nominale = 1 si la PCM n'a pas terminé le secondaire	0,699* (0,027)	0,558* (0,030)	0,730* (0,027)	0,710* (0,027)	0,712* (0,039)	0,768* (0,026)	0,751* (0,027)	0,758* (0,026)	0,808* (0,026)	0,821* (0,037)
Variable nominale = 1 si l'enfant a entre 7 et 11 ans	-0,032 (0,026)	-0,039 (0,030)	-0,029 (0,025)	-0,035 (0,026)	0,011 (0,035)	-0,143* (0,023)	-0,124* (0,026)	-0,139* (0,022)	-0,139* (0,023)	-0,025 (0,030)
Variable nominale = 1 si la famille est monoparentale	1,372* (0,029)	1,103* (0,031)	1,222* (0,029)	1,464* (0,030)	1,553* (0,043)	1,470* (0,027)	1,269* (0,026)	1,352* (0,027)	1,529* (0,027)	1,620* (0,039)
Nombre d'enfants < 18 ans dans le ménage	0,148* (0,011)	0,176* (0,012)	0,275* (0,011)	0,192* (0,011)	0,256* (0,016)	0,196* (0,010)	0,251* (0,011)	0,338* (0,010)	0,242* (0,010)	0,242* (0,014)
Variable nominale = 1 si la PCM a 35 ans ou plus	-0,343* (0,026)	-0,235* (0,030)	-0,338* (0,026)	-0,384* (0,026)	-0,173* (0,037)	-0,375* (0,023)	-0,239* (0,026)	-0,439* (0,022)	-0,402* (0,023)	-0,188* (0,032)
Paramètre d'interception	-1,474* (0,031)	-1,961 (0,036)	-1,715* (0,031)	-1,572* (0,031)	-1,931* (0,047)	-1,370* (0,027)	-1,993 (0,032)	-1,577* (0,028)	-1,509* (0,028)	-1,764* (0,041)

* Signification à un seuil de confiance de 99 %.

1. Seuil de faible revenu.
2. Organisation de coopération et de développement économiques.
3. Étude sur le revenu du Luxembourg.

Tableau 3b
Estimation probit de la probabilité de pauvreté, enfants américains qui avaient entre 0 et 11 ans en 1994

	Current Population Survey					National Longitudinal Survey of Youth-Children			
	Seuils de pauvreté officiels des États-Unis	OCDE[1]	½ de la médiane canadienne selon l'échelle de l'OCDE ($US)	ERL[2]		Seuils de pauvreté officiels des États-Unis	OCDE[1]	½ de la médiane canadienne selon l'échelle de l'OCDE ($US)	ERL[2]
				Tous	Mères âgées de 29 à 37 ans				
Variable nominale = 1 si la PCM n'a pas terminé le secondaire	1,463* (0,040)	1,761* (0,039)	1,771* (0,039)	1,684* (0,039)	1,964* (0,065)	1,364* (0,126)	1,411* (0,120)	1,410* (0,120)	1,370* (0,123)
Variable nominale = 1 si l'enfant a entre 7 et 11 ans	-0,246* (0,038)	-0,200* (0,033)	-0,208* (0,033)	-0,171* (0,034)	0,022 (0,049)	0,227** (0,108)	0,342* (0,093)	0,343* (0,093)	0,389* (0,096)
Variable nominale = 1 si la famille est monoparentale	2,368* (0,037)	2,153* (0,035)	2,161* (0,035)	2,296* (0,035)	2,574* (0,054)	2,963* (0,113)	2,811* (0,102)	2,809* (0,102)	3,008* (0,103)
Nombre d'enfants < 18 ans dans le ménage	0,465* (0,014)	0,574* (0,014)	0,573* (0,014)	0,401* (0,013)	0,491* (0,020)	0,539* (0,048)	0,676* (0,046)	0,675* (0,046)	0,549* (0,046)
Variable nominale = 1 si la PCM a 35 ans ou plus	-0,792* (0,039)	-0,871* (0,034)	-0,869* (0,034)	-0,976* (0,035)	-0,511* (0,055)	-0,409* (0,123)	-0,636* (0,106)	-0,633* (0,106)	-0,608* (0,110)
Paramètre d'interception	-3,470* (0,050)	-2,809* (0,044)	-2,792* (0,044)	-2,509* (0,042)	-3,331* (0,070)	-4,555* (0,177)	-3,958* (0,154)	-3,956* (0,153)	-3,872* (0,155)

* Signification à un seuil de confiance de 99 %.

** Signification à un seuil de confiance de 95 %.

1. Organisation de coopération et de développement économiques.

2. Étude sur le revenu du Luxembourg.

4. Analyse à plusieurs variables des répercussions de l'utilisation de seuils de pauvreté de rechange pour notre examen de la corrélation entre le bien-être des enfants et la pauvreté

Pour déterminer dans quelle mesure le choix du seuil de pauvreté compte lorsqu'il s'agit de tirer des conclusions concernant l'influence de la pauvreté des enfants sur leur bien-être, nous estimons une série de régressions à plusieurs variables à partir des données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) menée au Canada en 1994 (échantillon global et échantillon avec restriction concernant l'âge de la mère) et des données de la NLSY menée aux États-Unis en 1994. Nous nous concentrons sur quatre résultats développementaux des enfants susceptibles d'intéresser les économistes, parce que chacun peut être interprété comme un aspect du « développement du capital humain » de l'enfant[16] : l'indice de masse corporelle, l'hyperactivité, les problèmes de concentration et l'échelle de vocabulaire en images Peabody. L'indice de masse corporelle[17] peut être calculé pour tous les enfants de 0 à 11 ans et c'est l'une des rares mesures de la santé physique disponibles au Canada et aux États-Unis. Chez les adultes des pays riches, il est bien connu que la pauvreté est associée à l'obésité et nous savons que l'obésité est associée à divers problèmes de santé (par exemple, maladies cardiaques, diabète, voir Daviglus et coll., 1998, Vita et coll., 1998). Il semble raisonnable de supposer que cette relation entre pauvreté et obésité existe aussi chez les enfants (par exemple, parce qu'il coûte plus cher d'acheter des fruits et des légumes frais que des Kraft Dinners en hiver)[18]. Ainsi, la masse corporelle est un résultat développemental intéressant et important de l'enfant, et elle présente un autre avantage, c'est-à-dire qu'il s'agit d'un indicateur objectif disponible en continu.

Le deuxième résultat développemental sur lequel nous nous concentrons est une mesure de l'hyperactivité – qui est également une dimension importante de la santé au sens large. Nous disposons de ce résultat pour les enfants de 4 à 11 ans dans les deux pays. Au Canada, les mères sont priées de répondre à la question suivante : « À quelle fréquence diriez-vous que [votre enfant] ne peut rester en place, est agité/ée ou hyperactif/ve? ». Les choix de réponse sont les suivants : 1) jamais ou pas vrai; 2) quelquefois ou un peu vrai; 3) souvent ou très vrai. Aux États-Unis, les mères sont priées de répondre à la question suivante [TRADUCTION] : « La déclaration : il/elle est agité/e ou exagérément actif/ve,

---

[16] Nous avons également été limitées par l'exigence de la comparabilité entre le Canada et les États-Unis. Il y a relativement peu de résultats développementaux qui sont mesurés à l'identique dans le cadre de l'ELNEJ et de la NLSY.

[17] C'est-à-dire le poids (en kilogrammes) divisé par le carré de la taille (en centimètres).

[18] Il est également possible que les enfants de familles à très faible revenu aient une insuffisance pondérale parce qu'ils ne mangent pas assez.

ne peut rester en place » est-elle : 1) fausse; 2) quelquefois vraie; 3) souvent vraie? »[19]. Même si ces questions et les choix de réponse ne sont pas identiques, nous pensons qu'ils sont très semblables[20]. Il faut préciser toutefois que la mesure que nous utilisons est l'interprétation subjective que fait la mère du comportement de l'enfant. Comme nous l'avons souligné dans un autre travail portant sur les enfants canadiens de 10 et 11 ans (Curtis, Dooley et Phipps, 2000), l'enfant et la mère ne sont pas toujours d'accord au sujet du comportement de l'enfant et l'état d'esprit de la mère (par exemple, dépression) peut influencer son signalement des résultats développementaux de son enfant.

La troisième dimension du bien-être de l'enfant que nous examinons ici est la capacité de concentration – élément qui sera vraisemblablement très important pour la capacité de l'enfant de réussir à l'école et donc d'acquérir du capital humain. Encore là, cette mesure est disponible pour les enfants de 4 à 11 ans dans les deux pays. Au Canada, on pose la question suivante aux mères : « À quelle fréquence diriez-vous que [votre enfant] est incapable de se concentrer, ne peut maintenir son attention pour une longue période? ». Les choix de réponse sont les suivants : 1) jamais ou pas vrai; 2) quelquefois ou un peu vrai; 3) souvent ou très vrai. Aux États-Unis, les mères sont priées de répondre à la question suivante [TRADUCTION] : « La déclaration : il/elle a de la difficulté à se concentrer, ne peut prêter attention longtemps » est-elle : 1) fausse; 2) quelquefois vraie; 3) souvent vraie? ». Encore ici, les questions sont très semblables, bien qu'elles ne soient pas identiques, et les réponses dépendent de l'évaluation que fait la mère du comportement de l'enfant.

La dernière dimension du bien-être de l'enfant que nous utilisons est celle des scores normalisés à l'échelle de vocabulaire en images Peabody (EVIP), qui est également une mesure du « capital humain », en ce sens qu'elle est considérée comme une mesure de la maturité scolaire, qui présente une bonne corrélation à la réussite future à l'école (Baker et coll., 1993). Les scores à l'EVIP ne dépendent pas de l'évaluation des parents, ce qui est un avantage pour nos fins[21]. Cependant, au Canada, les résultats de ce test ne sont disponibles que pour les enfants de 4 et de 5 ans. Aux États-Unis, ils sont disponibles pour les enfants de 3 à 6 ans, et nous avons conservé l'échantillon global, puisqu'autrement, l'échantillon américain serait assez limité[22]. L'EVIP présente des avantages, c'est-à-dire qu'il ne dépend pas de l'évaluation de la mère et que les scores sont disponibles en continu.

---

[19] De nombreux chercheurs canadiens utilisent le score de « l'hyperactivité » de l'ELNEJ (comme nous l'avons fait nous-mêmes dans un travail précédent), qui est établi à partir des réponses à huit questions au sujet de divers aspects de l'hyperactivité. Il n'existe pas d'indice comparable pour les États-Unis, pas plus qu'il n'est possible d'en construire un, puisque les huit questions ne sont pas posées. La seule question concernant « l'hyperactivité » que nous avons retenue pour le présent travail est l'une des huit questions canadiennes utilisées pour construire l'indice. La corrélation entre la question unique et l'indice est de 0,72.

[20] Divers résultats développementaux pour lesquels la question posée était très semblable dans les deux enquêtes présentaient des choix de réponse différents (par exemple, le nombre de catégories différait).

[21] On montre aux enfants une série d'images et ils sont priés de dire laquelle se rapporte à un mot qu'ils entendent. Les scores bruts indiquent simplement le nombre de bonnes réponses. Les scores normalisés permettent de faire des comparaisons entre des enfants de différents âges. Nous avons utilisé les scores normalisés à l'EVIP pour le Canada et pour les États-Unis.

[22] Il a 724 enfants de 3 à 6 ans pour lesquels nous avons un score EVIP aux États-Unis. Il y a des scores EVIP pour un très petit nombre d'enfants de 2 ans ou de plus de 7 ans, mais nous les avons exclus, parce que leur âge diffère trop de l'âge des enfants de l'échantillon canadien.

Le tableau 4 signale les moyennes et/ou les fréquences concernant ces quatre résultats développementaux des enfants au Canada et aux États-Unis. Nous donnons des estimations pour les échantillons globaux de même que pour les ménages pauvres et les ménages non pauvres (la pauvreté étant mesurée à 50 % de la médiane du revenu équivalent selon l'échelle d'équivalence de l'OCDE). Comme il en a été question dans un ouvrage antérieur (voir Phipps, 1999), il n'y pas de différence significative entre les enfants qui vivent au Canada et ceux qui vivent aux États-Unis pour ce qui est des problèmes de concentration; les enfants canadiens sont toutefois considérablement plus susceptibles d'être hyperactifs. Les scores à l'EVIP et l'indice de masse corporelle ne sont pas sensiblement différents dans les deux pays. À noter que pour tous les résultats développementaux, il est clair que les enfants pauvres obtiennent des résultats beaucoup moins favorables que les enfants non pauvres.

Pour chaque résultat développemental, nous avons retenu un modèle extrêmement basique pour les contrôles supplémentaires (c'est-à-dire que nous utilisons des variables nominales pour la faible scolarité de la mère; l'enfant âgé de 8 à 11 ans[23]; l'enfant de sexe féminin; la monoparentalité; la mère qui a 35 ans ou plus; et le nombre d'enfants dans le ménage)[24]. Les moyennes de ces variables sont illustrées dans le tableau A1 de l'annexe.

Notre principale variable explicative est l'indicateur de la pauvreté. Tous les autres aspects de la spécification demeurant constants, nous estimons le modèle cinq fois pour le Canada, la pauvreté étant mesurée chaque fois selon un seuil différent (c'est-à-dire les SFR, les trois formules de calcul à 50 % du revenu médian, soit celle de l'OCDE, celle de l'ERL et la formule 40/30; et les seuils de pauvreté officiels des États-Unis convertis en dollars canadiens). Nous répétons la même procédure pour les données américaines (en utilisant les seuils de pauvreté officiels des États-Unis, les trois formules de calcul à 50 % du revenu médian américain et la formule à 50 % du revenu médian canadien en dollars américains)[25].

Les résultats sont illustrés au tableau 5. (Faute d'espace, nous n'avons signalé que les coefficients de pauvreté dans ce tableau. On peut cependant obtenir les résultats complets sur demande.) Puisque les problèmes de concentration et l'hyperactivité sont signalés dans les trois catégories, nous estimons des modèles probits ordonnés pour ces deux résultats développementaux: Nous utilisons des spécifications selon la méthode des MCO pour les scores à l'EVIP et l'indice de masse corporelle[26].

---

[23] Pour l'indice de masse corporelle, nous incluons une mesure continue de l'âge de l'enfant.

[24] Ce qui est conforme à des travaux canadiens antérieurs sur la question. Par exemple, voir Dooley et coll., 1998.

[25] Pour le Canada, nous avons également estimé tous les modèles selon des variables nominales représentant des grandes villes et des régions rurales, puisqu'il y a une grande différence évidente entre les SFR et tous les seuils de pauvreté mesurés à 50 % du revenu médian, à savoir que les SFR tiennent compte des différences entre les régions urbaines et les régions rurales, ce que les autres formules ne font pas. Nos conclusions au sujet de la corrélation entre les résultats développementaux des enfants et la pauvreté ne sont pas influencées par l'inclusion ou l'exclusion de ces variables, même si les variables nominales elles-mêmes étaient statistiquement significatives, et négatives, dans les équations de l'hyperactivité et des scores de l'EVIP. Nous n'avons pas retenu ces variables, pour préserver la comparabilité de nos spécifications avec les spécifications américaines.

[26] Il faut préciser que pour toutes les spécifications et tous les résultats développementaux étudiés dans les deux pays, il est possible que la pauvreté soit en partie la conséquence plutôt que la cause du résultat développemental de l'enfant (c'est-à-dire qu'il peut y avoir un problème d'endogénéité, mais il ne rentre pas dans notre mandat de l'étudier ici).

Dans l'ensemble, le tableau 5 est plus rassurant que le tableau 2 (qui signalait l'incidence de la pauvreté selon différents ensembles de données et différents seuils de pauvreté). Il faut se souvenir que selon les données de l'ELNEJ, trois estimations de l'incidence de la pauvreté chez les enfants canadiens (selon les SFR, l'ERL et la formule 40/30) oscillaient autour de 24 %; l'estimation selon la formule de l'OCDE était de 26,5 %; et selon les seuils de pauvreté officiels des États-Unis, elle était de 14,4 %. Selon les données de la NLSY, les estimations de l'incidence de la pauvreté chez les enfants américains allaient de 17,5 % (seuils de pauvreté officiels des États-Unis) à 26,4 % (OCDE). En ce qui concerne les estimations de la pauvreté qui se retrouvent dans la même fourchette (même si l'on inclut les estimations légèrement plus élevées de l'OCDE), nous pouvons tirer essentiellement la même conclusion des données du tableau 5 au sujet de l'association entre les résultats développementaux et la pauvreté.

La première constatation est que pour les quatre résultats développementaux étudiés, la pauvreté est presque toujours corrélée à des résultats moins favorables, autant pour les enfants canadiens que pour les enfants américains, peu importe la façon dont nous mesurons la pauvreté. Les ampleurs estimées de la corrélation varient légèrement selon le seuil de pauvreté retenu[27], mais nous ne pensons pas que les écarts soient suffisants pour revêtir de l'importance, du point de vue statistique ou du point de vue économique. Ainsi, et informellement, si nous ajoutons ou nous enlevons un écart-type aux coefficients les plus petits et les plus grands, ils demeurent essentiellement impossibles à distinguer. Du point de vue de « l'importance économique », les effets marginaux calculés au tableau 6 sont utiles pour mieux comprendre les modèles probits ordonnés, mais encore ici, ils ne révèlent aucune différence significative selon les seuils de pauvreté de rechange.

Il y a toutefois une exception à cette conclusion générale : si nous mesurons la pauvreté selon les seuils officiels des États-Unis, nous n'observons pas de corrélation significative entre la pauvreté et l'hyperactivité au Canada ou encore les problèmes de concentration ou l'indice de masse corporelle aux États-Unis. Cette absence de corrélation est de toute évidence une constatation qualitativement différente de celle que nous obtiendrons à partir des quatre autres mesures de la pauvreté[28]. Il faut se souvenir que les seuils officiels des États-Unis sont beaucoup plus bas que les autres seuils de pauvreté utilisés dans notre analyse. Ainsi, de nombreux enfants qui seraient considérés comme des enfants pauvres à partir des SFR, par exemple, ne le seraient pas selon ces seuils. Cependant, ils seraient certainement « presque pauvres ». Les résultats que nous avons obtenus laissent penser que dans nombre de cas, il n'y a pas beaucoup de différence dans les résultats développementaux de ces enfants et ceux des enfants « pauvres » (c'est-à-dire selon les seuils de pauvreté bas des États-Unis).

---

[27] Par exemple, autant pour la concentration que pour l'hyperactivité, c'est en utilisant la mesure de l'OCDE que l'on retrouve la plus forte corrélation entre la pauvreté et le bien-être des enfants, et en utilisant les SFR que l'on retrouve la corrélation la plus faible. Pour l'indice de masse corporelle et les scores à l'EVIP, la corrélation la plus forte est celle que nous obtenons à partir des SFR.

[28] Par contraste, la pauvreté mesurée selon les seuils officiels des États-Unis présente en fait une corrélation un peu plus importante que la moyenne avec les scores de l'EVIP selon les données canadiennes.

De toute évidence, la détermination du seuil de pauvreté est quelque peu arbitraire, et une façon d'éviter d'y recourir serait d'étudier plutôt la corrélation entre les résultats développementaux des enfants et le revenu. Nous ne l'avons pas fait ici pour deux raisons. Premièrement, une grande partie du débat entourant les politiques au Canada porte sur la pauvreté plutôt que le revenu, de sorte que la sensibilité de nos conclusions relatives à la corrélation entre la pauvreté et le bien-être des enfants à ce qui peut sembler une mesure très ésotérique peut alimenter ce débat. Deuxièmement, la mesure du revenu dans les données américaines pose des problèmes, puisque de nombreuses observations font l'objet d'un plafonnement et que les résultats des estimations y sont très sensibles. Il y aurait clairement lieu, toutefois, de faire un examen plus poussé de la sensibilité des estimations de la corrélation entre le revenu et les résultats développementaux des enfants dans une recherche future.

Tableau 4
Moyennes et fréquences des résultats développementaux des enfants

Canada	Tous	Les non-pauvres	Les pauvres selon l'OCDE
À quelle fréquence diriez-vous que [votre enfant] est incapable de se concentrer, ne peut maintenir son attention pour une longue période? (4 à 11 ans)			
1. Jamais ou pas vrai	59,7 %	61,8 %	53,4 %
2. Quelquefois ou un peu vrai	33,4 %	32,3 %	36,6 %
3. Souvent ou très vrai	6,9 %	5,9 %	10,0 %
À quelle fréquence diriez-vous que [votre enfant] ne peut rester en place, est agité/ée ou hyperactif/ve? (4 à 11 ans)			
1. Jamais ou pas vrai	42,4 %	44,5 %	36,4 %
2. Quelquefois ou un peu vrai	38,0 %	37,3 %	39,9 %
3. Souvent ou très vrai	19,6 %	18,2 %	23,7 %
Échelle de vocabulaire en images Peabody (4 et 5 ans)	99,3 (16,0)	100,9 (16,1)	95,2 (15,0)
Indice de masse corporelle 0 à 11 ans	18,3 (4,9)	18,0 (4,7)	18,8 (5,5)
<1 an	19,2 (7,0)	18,9 (6,7)	19,8 (7,8)
1 an	21,0 (5,9)	20,5 (5,4)	22,4 (6,9)
2 ans	19,4 (5,9)	18,8 (5,0)	21,0 (7,4)
3 ans	17,8 (4,4)	17,6 (4,2)	18,5 (4,9)
4 ans	17,0 (3,8)	16,9 (3,6)	17,4 (4,3)
5 ans	17,0 (4,0)	16,8 (3,8)	17,4 (4,4)
6 ans	16,9 (3,7)	16,8 (3,7)	17,3 (3,5)
7 ans	17,7 (4,9)	17,6 (4,9)	18,0 (4,8)
8 ans	17,9 (4,1)	17,7 (4,0)	18,5 (4,3)
9 ans	18,3 (4,4)	18,2 (4,3)	18,7 (4,6)
10 ans	18,3 (3,5)	18,3 (3,5)	18,4 (3,4)
11 ans	18,8 (3,4)	18,8 (3,5)	18,7 (3,3)

États-Unis	Tous	Les non-pauvres	Les pauvres selon l'OCDE
Il/elle a de la difficulté à se concentrer, ne peut prêter attention longtemps. (4 à 11 ans)			
1. Faux	61,3 %	64,3 %	53,2 %
2. Quelquefois vrai	30,9 %	29,0 %	35,5 %
3. Souvent vrai	7,8 %	6,7 %	11,3 %
Il/elle est agité/e ou exagérément actif/ve, ne peut rester en place. (4 à 11 ans)			
1. Faux	58,7 %	62,2 %	50,7 %
2. Quelquefois vrai	33,1 %	31,4 %	37,0 %
3. Souvent vrai	8,3 %	6,4 %	12,3 %
Échelle de vocabulaire en images Peabody (3 à 6 ans)	93,9 (18,9)	97,9 (18,8)	84,1 (16,5)
Indice de masse corporelle 0 à 11 ans	17,5 (7,6)	17,2 (7,9)	17,8 (6,7)
<1 an	20,3 (13,8)	21,1 (16,7)	20,1 (6,3)
1 an	20,5 (14,5)	20,0 (14,1)	23,6 (19,0)
2 ans	19,0 (15,2)	18,6 (15,9)	18,8 (8,7)
3 ans	15,9 (9,1)	15,2 (3,7)	15,1 (2,7)
4 ans	15,4 (2,9)	15,3 (2,3)	15,8 (4,0)
5 ans	15,9 (7,4)	15,9 (8,1)	16,6 (7,9)
6 ans	15,9 (4,3)	15,6 (2,9)	16,4 (6,5)
7 ans	15,9 (3,3)	15,7 (3,1)	16,2 (3,3)
8 ans	16,9 (3,9)	17,0 (4,0)	16,3 (3,7)
9 ans	17,9 (5,1)	17,3 (4,0)	18,9 (6,9)
10 ans	18,4 (4,1)	18,1 (3,6)	19,1 (5,0)
11 ans	19,4 (4,0)	19,4 (4,0)	19,3 (3,8)

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses.

Tableau 5
Influence de mesures de rechange de la pauvreté sur les résultats développementaux des enfants

	Problèmes de concentration						Hyperactivité					
	OCDE	**40/30**	**ERL**	**SFR**	**OCDE Can.**	**Seuils officiels des É.-U.**	**OCDE**	**40/30**	**ERL**	**SFR**	**OCDE Can.**	**Seuils officiels des É.-U.**
Canada Tous	0,171* (0,026)	0,146* (0,028)	0,117* (0,028)	0,115* (0,027)	--	0,124* (0,032)	0,117* (0,025)	0,112* (0,026)	0,097* (0,027)	0,082* (0,026)	--	0,024 (0,031)
Canada PCM d'entre 29 et 37 ans	0,154* (0,035)	0,137* (0,037)	0,133* (0,037)	0,106* (0,037)	--	0,112** (0,045)	0,065** (0,033)	0,073** (0,035)	0,068*** (0,036)	0,045 (0,035)	--	0,020 (0,043)
États-Unis	0,110*** (0,063)	0,183* (0,065)	0,167* (0,065)	--	0,109*** (0,063)	-0,010 (0,070)	0,200* (0,062)	0,248* (0,064)	0,232* (0,064)	--	0,202* (0,062)	0,116*** (0,069)
	Échelle de vocabulaire en images Peabody						**Indice de masse corporelle**					
	OCDE	**40/30**	**ERL**	**SFR**	**OCDE Can.**	**Seuils officiels des É.-U.**	**OCDE**	**40/30**	**ERL**	**SFR**	**OCDE Can.**	**Seuils officiels des É.-U.**
Canada	-3,154* (0,711)	-3,544* (0,758)	-3,509* (0,754)	-4,586* (0,739)	--	-7,036* (0,876)	0,418* (0,095)	0,529* (0,099)	0,511* (0,100)	0,604* (0,098)	--	0,615* (0,118)
Canada PCM d'entre 29 et 37 ans	-3,448* (0,920)	-3,931* (1,000)	-3,656* (1,002)	-5,569* (0,972)	--	-6,881* (1,202)	0,203 (0,125)	0,307** (0,133)	0,285** (0,134)	0,472* (0,131)	--	0,606* (0,163)
États-Unis	-6,327* (2,020)	-6,989* (2,108)	-6,391* (2,097)	--	-6,327* (2,020)	-6,990* (2,361)	1,072* (0,355)	1,135* (0,365)	1,117* (0,367)	--	1,068* (0,355)	0,298 (0,405)

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses.

* Significatif à un seuil de confiance de 99 %.

** Significatif à un seuil de confiance de 95 %.

*** Significatif à un seuil de confiance de 90 %.

Tableau 6
Effets marginaux des problèmes de concentration et de l'hyperactivité

		Problèmes de concentration											
		OCDE		40/30		ERL		SFR		OCDE Can.		Seuils officiels des États-Unis	
		base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres
Canada	probabilité de jamais	53,4 %	46,7 %	53,1 %	47,3 %	52,9 %	48,3 %	52,9 %	48,4 %	--	--	52,2 %	47,6 %
	probabilité de souvent	8,6 %	11,6 %	8,8 %	11,3 %	8,9 %	10,9 %	8,8 %	10,8 %	--	--	9,0 %	11,2 %
États-Unis	probabilité de jamais	56,3 %	51,9 %	56,4 %	49,1 %	56,4 %	49,8 %	--	--	56,3 %	52,0 %	non sign.	non sign.
	probabilité de souvent	9,0 %	10,9 %	9,0 %	12,3 %	9,0 %	12,0 %	--	--	9,0 %	10,9 %	non sign.	non sign.
		Hyperactivité											
		OCDE		40/30		ERL		SFR		OCDE Can.		Seuils officiels des États-Unis	
		base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres	base*	pauvres
Canada	probabilité de jamais	33,4 %	29,3 %	33,2 %	29,3 %	33,1 %	29,7 %	33,1 %	30,2 %	--	--	non sign.	non sign.
	probabilité de souvent	25,7 %	29,7 %	25,9 %	29,7 %	26,0 %	29,2 %	26,1 %	28,9 %	--	--	non sign.	non sign.
États-Unis	probabilité de jamais	51,2 %	43,3 %	51,2 %	41,3 %	51,2 %	42,0 %	--	--	51,2 %	43,2 %	50,7 %	46,1 %
	probabilité de souvent	10,6 %	14,7 %	10,6 %	15,8 %	10,6 %	15,4 %	--	--	10,6 %	14,7 %	10,9 %	13,2 %

* Le cas de base est celui d'un enfant de sexe masculin de moins de 8 ans qui vit dans un ménage biparental non pauvre dont la mère a au moins terminé le secondaire et a moins de 35 ans. Il y a deux enfants de moins de 18 ans dans la maison.

5. Conclusion

Nous avons examiné dans cet ouvrage la robustesse de nos conclusions au sujet de l'association entre la pauvreté chez les enfants et le bien-être des enfants par rapport à des mesures de rechange de la pauvreté. Plus précisément, nous nous sommes concentrées sur la sensibilité des résultats au choix de l'ensemble de données, au choix de l'échantillon et au choix du seuil de pauvreté. Tout au long du document, nous nous sommes également intéressées à la façon dont les comparaisons entre le Canada et les États-Unis sont influencées par ces choix. Nos conclusions sont les suivantes :

1. Au Canada, les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) et de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) donnent des estimations assez différentes de l'incidence de la pauvreté chez les enfants; il en est de même aux États-Unis pour la Current Population Survey (CPS) et la National Longitudinal Survey of Youth (NLSY). Dans la mesure où les estimations du revenu selon l'ELNEJ et/ou la NLSY peuvent être moins fiables, il faut faire preuve de prudence dans l'interprétation des résultats au sujet du lien entre le revenu/la pauvreté d'une part et la santé des enfants d'autre part, du moins pour l'instant. Il est possible que lors des prochains cycles de collecte des données de l'ELNEJ, on puisse améliorer l'information recueillie sur le revenu. Il faut également souligner que même si, d'après les données de l'EFC et de la CPS, il y a un écart d'environ 10 points de pourcentage au chapitre de l'incidence de la pauvreté chez les enfants entre le Canada et les États-Unis, cet écart disparaît essentiellement si nous utilisons les données de l'ELNEJ et de la NLSY, puisque l'ensemble de données sur les résultats développementaux des enfants canadiens donne des estimations plus élevées de la pauvreté chez les enfants que les données de l'EFC, tandis que l'ensemble de données sur les résultats développementaux des enfants américains donne des estimations plus faibles que les données de la CPS.

2. À partir de tel ou tel ensemble de données, des formules de rechange utilisées couramment pour la mesure de la pauvreté (par exemple, les seuils de faible revenu (SFR) du Canada par rapport aux seuils de pauvreté officiels des États-Unis) donnent des estimations différentes de l'incidence de la pauvreté chez les enfants.

3. Les corrélats de la pauvreté chez les enfants diffèrent quelque peu selon différentes sources de données (par exemple, l'ELNEJ et l'EFC; la NLSY et la CPS), le tirage des échantillons et les seuils de pauvreté. Plus précisément, l'âge de l'enfant n'a pas de relation significative avec la pauvreté selon les données de l'EFC, si l'on tient compte de l'âge de la mère, mais le fait d'avoir entre 8 et 11 ans est associé à une probabilité moindre de pauvreté selon les données de l'ELNEJ. Toutefois, cette relation disparaît si nous limitons l'échantillon aux enfants dont les mères ont entre 29 et 37 ans pour obtenir un échantillon comparable à celui de la NLSY aux États-Unis. Une constatation importante qui ressort de cet exemple est que les données de la NLSY ne sont pas entièrement représentatives de tous les enfants américains d'un âge en particulier, et les résultats obtenus à partir de ces données peuvent être influencés par cette limite d'âge.

4. Toutefois, nous observons que la pauvreté, peu importe comment elle est mesurée, est presque toujours associée significativement à des scores défavorables chez les enfants pour les quatre résultats développementaux que nous examinons ici (indice de masse corporelle, problèmes de concentration, hyperactivité et échelle de vocabulaire en images Peabody). Par conséquent, nos conclusions au sujet du lien entre la pauvreté chez les enfants et les résultats développementaux semblent moins sensibles aux mesures utilisées que nos conclusions au sujet de l'étendue de la pauvreté. Il y a toutefois des exceptions à cette conclusion généralement rassurante. Par exemple, si nous mesurons la pauvreté en fonction des seuils officiels des États-Unis (qui sont très bas par rapport à toutes les autres mesures envisagées), nous n'observons aucune relation entre la pauvreté et l'indice de masse corporelle ou les problèmes de concentration aux États-Unis; ni entre la pauvreté et l'hyperactivité au Canada.

6. *Bibliographie*

Baker, Paula, Canada Keck, Frank Mott, Stephen Quinlan. (1993). « NLSY Child Handbook. Revised Edition. A Guide to the 1986-1990 National Longitudinal Survey of Youth Child Data », Center for Human Resource Research, The Ohio State University, Columbus, Ohio.

Blau, David M. (1999). « The Effects of Income on Child Health Development », *Review of Economic and Statistics*, 812: 261-276.

Bradbury, Bruce, et Markus Jantti. (1999). « Child Poverty Across Industrialized Nations », Étude sur le revenu du Luxembourg, document de travail n° 205.

Buhmann, Brigitte, Lee Rainwater, Guenther Schmaus et Timothy Smeeding. (1988). « Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (ERL) Data Base », *Review of Income and Wealth*, 34, 115-142.

Conseil national du bien-être social. (1999). *Profil de la pauvreté, 1997*, Ottawa, Ministre des Travaux publics et des Services gouvernementaux du Canada.

Crossley, Thomas, et Lori Curtis. (2000). « Progress on Child Poverty? Recent changes in Canadian Policies and Outcomes », document de travail.

Curtis, Lori, Martin Dooley, Ellen Lipman et David Feeny. (2001). « The Role of Permanent Income and Family Structure in the Determination of Child Health in the Ontario Child Health Study », *Journal of Health Economics*, 10:4, 287-302.

Curtis, Lori, Martin Dooley et Shelley Phipps. (2000). « Does Mother or Father Know Best? An Assessment of Parent/Child Agreement in the Canadian National Longitudinal Survey of Children and Youth », document de travail.

Curtis, Lori, et Shelley Phipps. (2000). « Impact des ressources économiques sur l'état de santé des enfants et leurs succès scolaires : Une analyse fondée sur l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes », Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, document de travail W-01-1-4F.

Daviglus, Martha L., Kiang Liu, Philip Greenland, Alan Dyer, Daniel Garside, Larry Manheim, Lynn Lowe, Miriam Rodin, James Lubitz et Jeremiah Stamler. (1998). « Benefit of a Favorable Cardiovascular Risk-Factor Profile in Middle Age with respect to Medicare Costs », The New England Journal of Medicine, vol. 339(16), p. 1122-1129.

Dooley, M.D., Lori Curtis, Ellen Lippman et David Feeny. (1998). « Troubles psychiatriques, piètre réussite scolaire et problèmes sociaux chez l'enfant : Rôles de la structure familiale et de la faiblesse du revenu, Cycle 1 de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes », dans *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*, sous la direction de Miles Corak, Statistique Canada, n° 89-553-XPB au catalogue.

Hatfield, Michael. (2002). « Mise au point de la mesure du panier de consommation », Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique, Développement des ressources humaines Canada, document de recherche n° T-01-1F.

Korenman, Sanders, Janet Miller et John Sjaastad. (1995). « Long-term Poverty and Child Development in the United States: Results from the NLSY », *Children and Youth Services Review*, 17(1-2):127-155.

Mayer, Susan. (1997). *What Money Can't Buy*, Cambridge, Harvard University Press.

OCDE. (1982). *Les indicateurs sociaux de l'OCDE*, Paris, OCDE.

Osberg, Lars. (2000). Message du président. « Poverty in Canada and the USA: Measurement, Trends and Implications », *Revue canadienne d'économique*, 33(4): 847-877.

Phipps, Shelley. (1993). « Measuring poverty among Canadian households: sensitivity to choice of measure and scale », *Journal of Human Resources*, 28:1, 162-184.

Phipps, Shelley. (1999). *An International Comparison of Policies and Outcomes for Young Children*, étude n° F05 des Réseaux canadiens de recherche en politique publique, Ottawa, Renouf Publishing Co. Ltd.

Phipps, Shelley, et Thesia Garner. (1993). « Are Equivalence Scales the Same for the United States and Canada? », *The Review of Income and Wealth*, 40:1, 1-18.

Ruggles, Patricia. (1990). *Drawing the Line: Alternative Poverty Measures and Their Implications for Public Policy*, Washington, The Urban Institute.

Statistique Canada. (1997a). « Revenus des familles », n° 13-208-XB au catalogue.

Statistique Canada. (1997b). « Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu », n° 13-207-XPB au catalogue.

Vita, Anthony J., Richard B. Terry, Helen B. Hubert et James F. Fries. (1998). « Aging, Health Risks, and Cumulative Disability », *The New England Journal of Medicine*, vol. 338(15), p. 1035-1041.

7. Annexe

Tableau A1
Moyennes selon l'EFC et l'ELNEJ – Enfants qui avaient entre 0 et 11 ans en 1994

	Canada				États-Unis		
	EFC		ELNEJ		CPS		NLSY
	Tous	PCM de 29 à 37 ans	Tous	PCM de 29 à 37 ans	Tous	Mères de 29 à 37 ans	
La PCM n'a pas terminé le secondaire	20,3 %	17,3 %	16,2 %	14,3 %	18,5 %	13,3 %	15,5 %
L'enfant a entre 7 et 11 ans	41,7 %	39,5 %	41,7 %	38,9 %	41,4 %	44,1 %	43,8 %
L'enfant vit dans un ménage monoparental	15,8 %	12,7 %	15,7 %	12,8 %	26,7 %	22,4 %	25,4 %
Nombre d'enfants < 18 ans dans le ménage	2,31	2,37	2,28	2,33	2,47	2,58	2,47
La PCM a 35 ans ou plus	45,4 %	34,1 %	46,7 %	34,7 %	44,6 %	31,6 %	30,5 %
L'enfant vit dans une région urbaine comptant >= 100 000 habitants	62,5 %	61,5 %	63,0 %	61,1 %	–	–	–
L'enfant vit dans une région rurale	17,4 %	18,5 %	17,8 %	18,8 %	–	–	–

Note : Pour l'EFC et la CPS, si l'enfant appartient à un ménage biparental, on tient pour acquis que la PCM est la mère.